ALLOKATION IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

HEINZ KÖNIG (Hrsg.)

AUSBILDUNG UND ARBEITSMARKT



ALLOKATION IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

HEINZ KÖNIG (Hrsg.)

AUSBILDUNG UND ARBEITSMARKT

Die Beiträge sind vornehmlich den Problemen des Ausbildungsstellenmarktes gewidmet und untersuchen insbesondere die Frage, welche Effekte von staatlichen Eingriffen auf das Ausbildungsstellenangebot ausgehen.

www.peterlang.com

Ausbildung und Arbeitsmarkt

STAATLICHE ALLOKATIONSPOLITIK IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

Herausgegeben von
Klaus Conrad, Heinz König, Hans-Heinrich Nachtkamp,
Rüdiger Pethig, Horst Siebert, Eberhard Wille

Band 5



Verlag Peter Lang
FRANKFURT AM MAIN · BERN · NEW YORK

HEINZ KÖNIG (Hrsg.)

AUSBILDUNG UND ARBEITSMARKT



Verlag Peter Lang
FRANKFURT AM MAIN · BERN · NEW YORK

CIP-Kurztitelaufnahme der Deutschen Bibliothek

Ausbildung und Arbeitsmarkt / Heinz König
(Hrsg.). - Frankfurt am Main ; Bern ; New
York : Lang, 1983.
(Staatliche Allokationspolitik im markt=
wirtschaftlichen System ; Bd. 5)
ISBN 3-8204-7326-2
NE: König, Heinz [Hrsg.]; GT

This book is available Open Access thanks to the kind support of ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft.

Gedruckt mit Mitteln der Deutschen Forschungsgemeinschaft

ISSN 0721-2860
ISBN 3-8204-7326-2
ISBN 978-3-631-75555-6 (eBook)

Druck und Bindung: Weihert-Druck GmbH, Darmstadt

Inhalt | Seite

Einleitung

Bei der Beurteilung der Effizienz und Effektivität der staatlichen Berufsausbildungspolitik kommt H. Mäding (1977) anläßlich der Tagung des Vereins für Socialpolitik im Jahre 1976 zum Schluß, daß es zum Teil zwar gelungen sei, Qualifikationssteigerung bei gleichzeitiger Kostensteigerung zu erreichen, die einzelbetrieblichen Anpassungsprozesse aufgrund sinkender Rentabilitätserwartungen jedoch zu einem restriktiven Ausbildungsverhalten der Unternehmen bei gleichzeitig wachsender Nachfrage nach Ausbildungsstellen geführt habe, die zudem mit einer zunehmenden Diskrepanz zwischen Qualifikationsbedarf einerseits und Ausbildungsangebot andererseits einhergehe.

Die gegenwärtige Situation des Ausbildungsmarktes gibt kaum Anlaß zur Revision dieser Schlußfolgerung. Die Schere zwischen Ausbildungsplatzangebot und Ausbildungsplatznachfrage hat sich, trotz einer beträchtlichen Zunahme der Ausbildungsstellen in Handwerksbetrieben im vergangenen Jahrzehnt, wegen der spezifischen demographischen Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland nicht geschlossen. Auch weiterhin läßt sich - legt man die Daten der Arbeitslosenstatistik nach beruflicher Ausbildung zugrunde - ein weiteres Auseinanderklaffen von Ausbildungsprofilen und Qualifikationsbedarf beobachten und eine weitere Konzentration der Berufswünsche im dualen System auf wenige Ausbildungsberufe feststellen - ein die Verwendungseffektivität des Ausbildungssystems weiter reduzierender Prozeß.

Auch in den kommenden Jahren ist kaum eine Entspannung des Ausbildungsmarktes in Sicht, folgt man den Prognosen über die Bevölkerungsentwicklung und bezüglich des im Vergleich zur 60er und 70er Dekade voraussichtlich geringeren realen Wirtschaftswachstums. So wird sicherlich, ohne Prophet sein zu wollen, der eine oder andere in der Vergangenheit diskutierte aber nicht effektuierte Vorschlag zu Maßnahmen für die Erhöhung des Ausbildungsstellenangebots wieder aufleben.

Die folgenden Beiträge dieses Bandes sind deshalb vornehmlich den Problemen des Ausbildungsstellenmarktes gewidmet und dabei insbesondere der Frage, welche Effekte von staatlichen Eingriffen auf das Ausbildungsstellenangebot ausgehen.

Franz und Kempf geben zunächst eine Übersicht über die Entwicklung des Ausbildungsstellen-Marktes. Hervorzuheben ist dabei insbesondere, daß während der 70er Dekade die Zahl der Ausbildungsplätze nennenswert nur im Bereiche des Handwerks steigt, im Bereich der IHK-Betriebe jedoch nahezu konstant bleibt. Das hat - wenn man diesen Verlauf perpetuiert und dabei berücksichtigt, daß die Bildungspolitik der vergangenen Jahre eine beträchtliche Zunahme des Anteils der Abiturienten an der Gesamtzahl eines Altersjahrganges zur Folge hatte, ernsthafte Konsequenzen: wie lassen sich zusätzliche Ausbildungsplätze bereitstellen bei einer Zunahme der Zugangssperren in der akademischen Ausbildung, die einerseits der Vorbildungsqualität der Auszubildenden äquivalent sind und die andererseits notwendig sind, um einen Verdrängungswettbewerb gegenüber Minderqualifizierten zu vermeiden?

Im Beitrag 'Allokationspolitische Ursachen und Implikationen externer Effekte auf den Ausbildungsstellenmarkt' behandelt Kempf die allokationspolitischen Ursachen und Auswirkungen der Einsatzmöglichkeit betrieblich ausgebildeter Arbeiter in Nichtausbildungsbetrieben, d. h. das sog. Freifahrer-Verhalten von Betrieben, die die Ausbildung ihrer Arbeitskräfte anderen (Ausbildungs-)Betrieben überlassen. Anstelle des von G. Becker für das amerikanische Bildungswesen konzipierten Humankapital-Ansatzes, der für das deutsche Bildungssystem als ungeeignet herausgestellt wird, dient ein 'Kreditvertrags-Modell' zur Analyse des Zusammenhanges zwischen Rationierung der Nettoausbildungskosten einerseits und Mobilitätskosten der ausgebildeten Arbeiter sowie der entsprechenden Einarbeitungskosten dieser in Nichtausbildungsbetrieben andererseits. Im Wesentlichen zeigt Kempf, daß eine Subventionierung der ausbildenden Betriebe ebenso wie die Besteuerung der Nichtausbildungsbetriebe dazu führen können, daß das Ausbildungsangebot erhöht wird. Staatliche Qualitätsauflagen im Bildungswesen und/oder eine Verlängerung der Unterrichtszeit können demgegenüber in einer Reduktion der Ausbildungsverträge resultieren.

Die Auswirkungen staatlicher Maßnahmen auf das Ausbildungsstellenangebot sind ebenfalls Gegenstand des Beitrages von Franz 'Die Berufsbildungsabgabe - Theoretische Analyse einer "Schubladenabgabe"'.

In einem Mehrperioden-Modell wird dabei zunächst untersucht, wie bei einer differenzierten Behandlung von Auszubildenden in einem Betrieb, davon nach Ausbildung im Betrieb verbleibenden Facharbeitern und schließlich durch die Beschäftigung von nicht im eigenen Betrieb ausgebildeten Fachkräften bei entsprechenden Annahmen über die Produktivität dieser drei Arbeitskategorien, ihre Entlohnung und die mit Ausbildung bzw. Einarbeitung verbundenen Kosten determiniert wird. Dieses Modell wird generalisiert durch die Einbeziehung mengenabhängiger Produktabsatz-Preise, durch die Berücksichtigung unsicherer Preiserwartungen sowie durch eine endogen bestimmte Verbleibquote der Auszubildenden. Franz kommt dabei zum Schluß, daß die Berufsbildungsabgabe nur dann zu einer Erhöhung des Lehrstellenangebots geführt hätte, wenn keine Substitutionsprozesse zwischen Arbeit und Kapital dadurch induziert und die Bemessungsgrundlage der Abgabe nicht die Ausbildungskosten miteinbeziehen würden. Die gesetzliche Ausgestaltung der Berufsbildungsabgabe hätte eher negative Auswirkungen auf Beschäftigung und Ausbildungsstellenangebot erwarten lassen. Die Tatsache, daß der 'Droheffekt' dieser Abgabe wegen der erkennbaren Nichtanwendung immer geringer wurde, könne mit dazu beigetragen haben, daß bei Risikoaversion die Unternehmen ihr Lehrstellenangebot wieder erhöht hätten.

Bessere Ausbildung wurde in der Vergangenheit nicht nur als eine wesentliche Voraussetzung zur Erhöhung der gesamtwirtschaftlichen Produktivität, sondern auch als eine Bedingung zur Steigerung des realen Lebenseinkommens betrachtet. Weißhuhn untersucht in seinem Beitrag "Arbeitseinkommen und Ausbildungsgrad in der Bundesrepublik Deutschland 1974 und 1977 im Lichte des Humankapitalansatzes - theoretische Probleme und ausgewählte empirische Befunde" diesen Zusammenhang zwischen Ausbildungsgrad und Einkommenshöhe des Humankapitalansatzes in Form sog. "earnings-functions". Diese 'Verdienstfunktionen' und alternative Erklärungsansätze werden für die Jahre 1974 und 1977 aufgrund der Daten der Bundesanstalt für Arbeit empirisch überprüft, wobei der Autor insbesondere zu dem Ergebnis kommt, daß in den beobachteten Zeitpunkten in der Bundesrepublik höhere Ausbildung zwar gut honoriert worden sei, in allen Varianten jedoch im Jahre 1977 ein Absinken der Ausbildungsrendite gegenüber 1974 festzustellen sei. Bleibt so die Frage: ist diese Reduktion der Ausbildungsrendite nur ein temporäres

Phänomen oder spiegelt sich darin schon die relative Einkommensänderung wieder, die durch die Bildungsexpansion der vergangenen Jahre verursacht wurde (und wird)?

Mehrmaliger Berufswechsel und damit verbundene Umschulung oder Weiterbildung während eines Arbeitslebens werden als typisches Merkmal der heutigen Industriegesellschaft hingestellt. Zimmermann und Zimmermann-Trapp behandeln im Beitrag "Arbeitsmarktorientierung und Weiterbildung" den Zusammenhang zwischen der Weiterbildungsbereitschaft von Frauen und der sie determinierenden Variablen wie Ausbildungsniveau, Arbeitsmarktorientierung, bisherige Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen, Beurteilung der Weiterbildungsmöglichkeiten sowie der Berufsorientierung. Die empirischen Berechnungen basieren auf einem informationsökonomischen Ansatz, der aufgrund einer vom Bundesministerium für Jugend, Familie und Gesundheit in Auftrag gegebenen repräsentativen Befragung für die weibliche Bevölkerung der Bundesrepublik Deutschland mit deutscher Staatsangehörigkeit im Alter zwischen 20 und 45 Jahren überprüft wird. Zur Analyse dieser kategorialen Daten verwenden die Autoren ein log-lineares Wahrscheinlichkeitsmodell, dessen Parameterschätzungen mittels zweier Assoziationsmaße wiedergegeben werden. Zwei Ergebnisse verdienen hervorgehoben zu werden: erstens, zwischen Weiterbildungsbereitschaft und Ausbildungsniveau existiert eine hohe positive Korrelation und, zweitens, da gerade wegen dieser Korrelation eher das Bildungsdifferential der Frauen verstärkt wird, bleiben dem Staat nur geringe aktive Einflußmöglichkeiten, durch globale Maßnahmen in der Weiterbildung das Bildungsgefälle einzuebnen.

Der letzte Beitrag dieses Bandes ist einem spezifischen Problem der westdeutschen Bildungspolitik gewidmet, nämlich der Frage, ob Sozialstrata der Eltern die Entscheidung eines Studienberechtigten für den Hochschultyp-Wahl mit bestimmen und in welchem Maße ceteris paribus die Studienortwahl regionalisiert ist. Die Antwort auf die erste Frage gibt - mit der gebotenen Vorsicht - gewisse Hinweise auf den Zusammenhang zwischen Sozialschichtung und Aufstiegschance im Bildungssystem, die Antwort auf die zweite Frage scheint nicht nur aus regionalpolitischer Sicht wichtig, sondern liefert auch ein Indiz für die im Kontext mit der Bildungsexpansion einhergehenden Provinziali-

sierung der Ausbildung. König und Kräger untersuchen diese Probleme für die Studenten der baden-württembergischen Hochschulen des Wintersemesters 1979/80 und verwenden dazu als theoretischen Ausgangspunkt ein Modell der stochastischen Nutzenmaximierung. Die empirische Untersuchung basiert auf einem Probit-Modell, wobei zur Elimination des sog. Stichproben-Selektions-bias für die Berechnung des Zusammenhanges zwischen Entfernung des Heimatortes vom Hochschulort für Studienanfänger der Universiäten ein zweistufiges Verfahren verwendet wird. Die Autoren zeigen unter anderem, daß die Hochschultyp-Wahl in sehr starkem Maße vom Schulabschluß und Ausbildungsgrad der Eltern abhängt und die Stellung der Mutter im Beruf von Wichtigkeit ist. Von wenigen Ausnahmen abgesehen liegt nur eine geringe Distanzelastizität bezüglich der Hochschulort-Wahl vor, d. h. die Rekrutierung der Universitäten mit Studenten ist regional begrenzt.

Mein besonderer Dank richtet sich an Frau I. Deutsch-Höfer und Frl. P. Worms, die die Manuskripte sorgfältig geschrieben haben. Besonderer Dank gebührt jedoch meinem Mitarbeiter Wolfgang Franz für die umsichtige redaktionelle und organisatorische Gesamtleitung, ohne die während eines strapaziösen Rektorats das Erscheinen dieses Bandes kaum möglich gewesen wäre.

Heinz König

Trends und Strukturen des Ausbildungsstellenmarktes in der Bundesrepublik Deutschland: eine empirische Übersicht

Wolfgang Franz
Theo Kempf

Einleitung

Das Problem der Jugendarbeitslosigkeit ist in den letzten Jahren verstärkt in Erscheinung getreten, da sich die Arbeitslosigkeit Jugendlicher im Vergleich zu der erwachsener Erwerbspersonen überproportional erhöht hat. Dabei unterschätzen die offiziell publizierten Angaben über Jugendarbeitslosigkeit ihr tatsächliches Ausmaß, weil Jugendliche, die ausschließlich einen Ausbildungsplatz suchen, nicht als arbeitslos zählen, da sie dem Arbeitsmarkt nicht zur Verfügung stehen. Für eine adäquate Studie dieser Problemgruppe des Arbeitsmarktes ist somit eine zusätzliche Untersuchung der Vorgänge auf dem Ausbildungsstellenmarkt unerläßlich.

Die beiden folgenden Beiträge dieses Bandes beschäftigen sich daher mit Teilaspekten des Lehrstellenmarktes, insbesondere mit den Bestimmungsfaktoren des Angebots an Ausbildungsplätzen. Da in beiden Untersuchungen theoretische Analysen durchgeführt werden, erscheint es zweckmäßig, in einer Übersicht zunächst auf die Empirie des Lehrstellenmarktes einzugehen, indem Trends und Strukturen des Ausbildungsstellenmarktes in der

Bundesrepublik Deutschland quantitativ erfaßt und erläutert sowie die Ursachen einiger Entwicklungen aufgezeigt werden. Ausgangspunkt der folgenden empirischen Analyse ist eine separate Behandlung der beiden Marktseiten - der Nachfrage nach und dem Angebot an Ausbildungsplätzen.

1. Die Nachfrage nach Ausbildungsplätzen

Die quantitative Beschreibung der Ausbildungsplatznachfrage und des -angebots wirft in ungleichgewichtigen Märkten die bekannte Schwierigkeit auf, daß jeweils die "kurze" Marktseite die Anzahl der Ausbildungsplätze bestimmt, d. h. im Fall einer Überschußnachfrage wird die Zahl der Ausbildungsplätze vom Angebot begrenzt und vice versa. Somit läßt die Entwicklung der Zahl der Ausbildungsverhältnisse noch keinen Rückschluß auf die bestehenden Angebots- und Nachfrageverhältnisse zu.

Um trotzdem zunächst einen Eindruck von der Größenordnung des Ausbildungsstellenmarktes zu geben, zeigt Tabelle 1 die Entwicklung der Ausbildungsverhältnisse des Zeitraumes 1960 bis 1980 getrennt für männliche und weibliche Jugendliche. Es ist ersichtlich, daß die Zahl der Ausbildungsverhältnisse in dieser Zeitperiode um etwa 440.000, d. h. 35 v. H., zugenommen hat, wobei die Zunahme für weibliche Auszubildende mit 44 v. H. wesentlich deutlicher ausfällt als für männliche Jugendliche (30 v. H.). Dies ist hauptsächlich auf die Entwicklung der Jahre 1977 bis 1980 zurückzuführen: in diesem Zeitraum wuchs die Zahl der weiblichen (männlichen) Auszubildenden um 33 (24) v. H.

Die aufgeführten Angaben sind Bestandszahlen aller Auszubildenden. Für eine Beurteilung der aktuellen Lage auf dem Ausbildungsplatzmarkt eines jeden Jahres kann jedoch die Kenntnis der Anzahl der Bewerber um einen Ausbildungsplatz wichtiger sein. Geeignete Angaben darüber können indessen im wesent-

Tabelle 1: Ausbildungsverhältnisse

	männlich		weiblich	
	absolut in 1000	Veränderung in v. H.	absolut in 1000	Veränderung in v. H.
1960	816,1		454,7	
1961	789,7	-3,2	445,1	- 2,0
1962	781,5	-1,0	442,9	- 0,5
1963	809,0	+3,5	463,0	+ 4,5
1964	826.7	+2,2	468,9	+ 1,3
1965	846,8	+2,4	485,2	+ 3,5
1966	862,9	+1.9	508,6	+ 4,8
1967	879,4	+1,9	523,1	+ 2,9
1968	875,6	-0,4	516,6	- 1,2
1969	813,3	-7,1	470,2	- 9,0
1970	821,4	+1,0	448,8	- 4,6
1971	816,2	-0,6	456,9	+ 1,8
1972	837,2	+2,6	465,5	+ 1,9
1973	860,2	+2,7	470,6	+ 1,1
1974	863,8	+0,4	466,9	- 0,8
1975	858,9	-0,6	469,9	+ 0,6
1976	841,6	-2,0	474,9	+ 1,1
1977	887,2	+5,4	510,2	+ 7,4
1978	950,9	+7,2	566,3	+11,0
1979	1022,9	+7,6	621,7	+ 9,8
1980*	1060,2	+3,6	652,5	+ 5,0

* Vorläufige Zahlen des DIW.

Quelle: - Statistisches Bundesamt, Fachserie 11, 3
- DIW-Wochenbericht 35/81

lichen nur aus den Statistiken der Bundesanstalt für Arbeit entnommen werden. Da keine verläßlichen Angaben über den Einschaltungsgrad der Arbeitsämter bei der Vermittlung von Ausbildungsstellen vorliegen, müssen diese Zahlen mit Vorbehalten versehen werden. Tabelle 2 enthält die insgesamt neu abgeschlossenen Ausbildungsverträge sowie die bei den Arbeitsämtern erfaßten, aber noch nicht vermittelten Bewerber um einen Ausbildungsplatz. Die Summe dieser beiden Größen ergibt - mit dem bereits erwähnten Caveat versehen - die Neunachfrage nach Ausbildungsplätzen, die im Zeitraum 1973 bis 1981 um 41 v. H. gestiegen ist, wobei das Jahr 1980 mit knapp 670.000 Ausbildungsplatznachfragen an der Spitze liegt. Die Zahl der noch nicht vermittelten Bewerber im September der betreffenden Jahre beträgt im Durchschnitt 20.000 Personen, d. h. etwa 3 v. H. der gesamten Neunachfrage. Dabei ist jedoch - neben der vorher angesprochenen Unterschätzung - unbekannt, wieviele Jugendliche angesichts fehlender Lehrstellen die Suche abbrechen und unmittelbar eine Beschäftigung aufnehmen, weiterführende Schulen besuchen oder einen Ausbildungsplatz akzeptieren, der nicht mit dem (ursprünglichen) Berufswunsch übereinstimmt.

Ein wesentlicher Grund für die gestiegene Nachfrage nach Ausbildungsplätzen liegt zunächst in der demographischen Entwicklung der betreffenden Altersgruppen. Tabelle 3 enthält Angaben über die Wohnbevölkerung im Alter von 15 bis 18 Jahren des Zeitraumes 1960 bis 1979. Der absolute Anstieg um etwa 1 Million Jugendlicher dieser Altersgruppe verteilt sich zu annähernd gleichen Größenordnungen auf männliche und weibliche Jugendliche, so daß die relativ höhere Zuwachsrate von Ausbildungsverhältnissen für weibliche Jugendliche andere als demographische Ursachen haben muß, zumal sich auch die Bevölkerungswachstumsraten in den letzten Jahren nur unwesentlich unterscheiden.

Tabelle 2:

	Neu abgeschlossene Ausbildungsverträge in 1000 (1)	Nicht-vermittelte Bewerber in 1000 (2)	Nachfrage nach Ausbildungsplätzen in 1000 (1) + (2)
1972	456[a)]	10	466
1973	450	16[a)]	466
1974	450	21	471
1975	462	24	486
1976	499	28	527
1977	558	27	585
1978	602	26	628
1979	640	20	660
1980	652	17	669
1981	633[b)]	22	655[b)]

a) Schätzung des Bundesministeriums für Bildung und Wissenschaft.

b) Schätzung des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

Quelle: Bundesminister für Bildung und Wissenschaft (1978), (1977). Sachverständigenrat (1981) S. 66, (1980) S. 67.

Tabelle 3: Wohnbevölkerung, 15-18 Jahre, in der Bundesrepublik Deutschland jeweils zum 31.12., in 1000

Jahr	Insgesamt	Männlich	Weiblich
1960	2116,0	1077,0	1038,0
1961	1996,8	1017,3	979,5
1962	1947,2	993,9	953,3
1963	2144,4	1098,3	1046,1
1964	2282,0	1171,4	1110,6
1965	2367,5	1216,4	1151,1
1966	2384,9	1223,0	1161,9
1967	2364,1	1211,0	1153,1
1968	2353,2	1204,2	1149,0
1969	2391,4	1224,4	1167,0
1970	2411,8	1223,6	1168,7
1971	2489,4	1279,1	1210,3
1972	2564,3	1321,1	1243,4
1973	2660,4	1371,2	1289,2
1974	2744,0	1412,2	1331,9
1975	2816,7	1445,8	1370,9
1976	2915,0	1494,1	1420,9
1977	2983,2	1527,9	1455,3
1978	3066,4	1571,3	1495,1
1979	3149,0	1619,0	1530,0

Quelle: Stat. Jahrbücher der Bundesrepublik Deutschland, Tabellen "Wohnbevölkerung", Fachserie A Reihe 1, Bevölkerungstand- u. -entwicklung II Alter u. Familienstand der Bevölkerung, 1981.

Zwei mögliche Hypothesen bieten sich an. Zum einen kann die in der zweiten Hälfte der siebziger Jahre zu verzeichnende hohe Arbeitslosigkeit insbesondere auch für Frauen dazu geführt haben, daß weibliche Hauptschulabsolventen sich substitutiv zur Arbeitslosigkeit einer Berufsausbildung unterziehen, da sich die Beschäftigungschancen für ungelernte Arbeitskräfte erheblich verschlechtert haben. Darüberhinaus findet in den letzten Jahren ein verstärkter Verdrängungswettbewerb um Ausbildungsplätze statt, weil die Übergangsquoten von höheren Schulen zu Universitäten gesunken sind. Insbesondere die verschärfte Arbeitsmarktsituation für die Absolventen pädagogischer Hochschulen kann vor allem Abiturientinnen veranlaßt haben, diesen Berufswunsch (vorläufig) aufzugeben und einen betrieblichen Ausbildungsplatz nachzufragen.

Eine wesentliche Entlastung des Ausbildungsstellenmarktes im Zeitraum 1960 bis 1980 ist auf die starke Nachfrage nach höherer Schulbildung zurückzuführen. So betrug beispielsweise in Baden-Württemberg der Anteil der Abiturienten an dem entsprechenden Geburtsjahrgang im Jahr 1960 für Männer 7.9 v. H. und für Frauen 4.0 v. H., während sich die Zahlen für 1980 auf 19.5 v. H. respektive 16.8 v. H. beliefen.[1)]

Ein zusätzliches Problem bilden hingegen ausländische Jugendliche für den Ausbildungsstellenmarkt. Zwar wird die für die betriebliche Berufsausbildung erforderliche Arbeitserlaubnis nach Verhängung des Anwerbestopps im Jahre 1973 für Nicht-EG Ausländer in der Regel nicht mehr erteilt, jedoch treten trotzdem verstärkt solche ausländische Jugendliche aus diesen Staaten als Nachfrager betrieblicher Berufsausbildung auf, die

---

1) Quelle: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (1981), Baden-Württemberg in Wort und Zahl, Heft 7, Stuttgart.

als Kinder bereits in der Bundesrepublik Deutschland ansässig waren oder denen die Einreise auch nach 1973 im Rahmen der Familienzusammenführung gestattet wurde.[1] Die Hauptprobleme bei der Vermittlung ausländischer Jugendlicher stellen mangelhafte deutsche Sprachkenntnisse sowie ein (daraus oft resultierender) fehlender Hauptschulabschluß dar. So besaßen beispielsweise 1979/80 etwa 13 v. H. der deutschen Ratsuchenden bei den Arbeitsämtern im Rahmen der Ausbildungs- und Berufswahl keinen Hauptschulabschluß, hingegen lautet die Vergleichszahl für ausländische Jugendliche fast 48 v. H., d. h. fast die Hälfte konnte keinen Hauptschul- oder vergleichbaren Abschluß vorweisen.[2] Da die Vermittlung dieser Jugendlicher besonders schwierig ist, überrascht das hohe Arbeitslosigkeitsrisiko dieses Personenkreises nicht. Es ist indessen nicht die Ausländereigenschaft an sich, die die Arbeitslosigkeit verursacht, sondern die mangelhafte Schulbildung, die aber eben bei ausländischen Jugendlichen besonders hoch ist. Ceteris paribus, d. h. unter anderem unabhängig von der Staatsangehörigkeit, führt ein fehlender Hauptschulabschluß bei einem männlichen (weiblichen) Jugendlichen zu einer 9.5 (17.8) Prozentpunkte höheren Wahrscheinlichkeit, innerhalb eines Quartals arbeitslos zu werden, wohingegen - wiederum ceteris paribus - diese Wahrscheinlichkeit bei männlichen Jugendlichen unverändert bleibt und bei weiblichen Jugendlichen sogar knapp 4 Prozentpunkte sinkt, wenn sie Ausländer anstatt Deutsche sind.[3]

---

1) Für weitere Einzelheiten vgl. W. Franz (1981).

2) Quelle: Bundesanstalt für Arbeit (1981), Berufsberatung 1979/80. Ergebnisse der Berufsberatungsstatistik, Nürnberg, S. 50.

3) Vgl. W. Franz (1982). Die Angaben beziehen sich auf Baden-Württemberg und auf das Jahr 1976.

Da die Wirkungen einer fehlenden Berufsausbildung auf das Arbeitslosigkeitsrisiko ähnliche Größenordnungen aufweisen, sollten diejenigen, die nach der Hauptschule keine betriebliche Ausbildung anstreben, sondern gleich in eine Beschäftigung überwechseln, einer näheren Betrachtung unterzogen werden. Einen ersten Anhaltspunkt über den Umfang dieser Personengruppe liefert Tabelle 4, in der die zeitliche Entwicklung der bei den Arbeitsämtern ratsuchenden Schulabgänger, die wegen einer Arbeitsstelle beraten wurden, aufgezeigt wird. Auffällig ist zunächst die starke negative Trendentwicklung bei beiden Geschlechtern, die insbesondere keine sichtbaren konjunkturellen Schwankungen enthält. Besonders rückläufig ist der Anteil bei den weiblichen Ratsuchenden. Zwar ist die Anzahl der Ratsuchenden insgesamt mit rd. 247.000 männlichen und 267.000 weiblichen Ratsuchenden im Jahre 1979/80 im Vergleich zu 1960/61 ebenfalls leicht zurückgehend (300.000 bzw. 278.000), jedoch sinken die genannten Anteile überproportional, so daß - mit allen Vorbehalten auf Grund der eingeschränkten Aussagekraft des statistischen Datenmaterials - ein Rückgang der von der Schule unmittelbar in einen Arbeitsplatz wechselnden Jugendlichen vermutet werden kann. Die Resultate für 1977 werden auch von einer Schülerbefragung bestätigt: danach betrug bei über 450.000 befragten Hauptschülern die Übergangsquote in das duale System 65 v.H., in weiterführende Schulen 30 v.H. und in das Beschäftigungssystem 3.1 v.H.[1)]
Diese Zahlen sollten indessen nicht über das Ausmaß der Erwerbstätigkeit Jugendlicher ohne Berufsausbildung täuschen. Von allen erwerbstätigen deutschen Arbeitern und Angestellten (ohne Auszubildende) unter 20 Jahren waren im Jahr 1970 immerhin knapp eine halbe Million (41 v. H.) ohne abgeschlossene

---

1) Quelle: Der Bundesminister für Bildung und Wissenschaft (1978), Berufsbildungsbericht 1978, Schriftenreihe Berufliche Bildung 9, Bonn, S. 113.

Tabelle 4: Anteil ratsuchender Schulabgänger des jeweiligen Berichtsjahres, die wegen einer Arbeitsstelle beraten wurden, an allen Ratsuchenden.

Jahr	männliche Personen	weibliche Personen	Jahr	männliche Personen	weibliche Personen
1960/61	4.3	12.2	1970/71	2.8	7.5
1961/62	4.1	11.9	1971/72	3.2	6.5
1962/63	4.0	12.3	1972/73	3.6	6.1
1963/64	4.1	12.4	1973/74	4.4	6.1
1964/65	4.0	12.3	1974/75	3.7	5.3
1965/66	4.1	11.4	1975/76	3.4	4.8
1966/67	3.0	9.4	1976/77	2.8	3.8
1967/68	3.4	9.6	1977/78	1.8	2.8
1968/69	3.5	8.8	1978/79	1.6	2.5
1969/70	3.1	9.0	1979/80	1.8	2.4

Quelle: Bundesanstalt für Arbeit (1981), Berufsberatung 1979/80. Ergebnisse der Berufsberatungsstatistik, Nürnberg, S. 119.

Berufsausbildung.[1] Wenn auch der prozentuale Anteil auf Grund der vergleichsweise geringen Erwerbstätigkeit dieser Altersgruppe nicht sehr aussagekräftig ist, so ist diese Gruppe andererseits einem besonders hohen Arbeitslosigkeitsrisiko ausgesetzt.

---

1) Quelle: Volks- und Berufszählung 1970, zitiert nach K. Schober-Gottwald (1977), S. 158.

Die Heterogenität der Nachfrage nach Ausbildungsplätzen bezieht sich auch auf die berufliche Gliederung. Die Schaubilder 1 und 2 verdeutlichen zunächst das Ausmaß und die Veränderung der Konzentration der Berufswünsche männlicher und weiblicher Ratsuchender bei den Arbeitsämtern. Insgesamt gibt es etwa 450 anerkannte Ausbildungsberufe, wobei jedoch im Zuge von Änderungen der Ausbildungsordnungen alte Berufsbezeichnungen ersatzlos gestrichen oder neu benannt wurden. Trotz dieser Vielzahl konzentrieren sich die Berufswünsche auf relativ wenige Berufe. Dies sind bei den männlichen Ratsuchenden 1979/80 (1971/72) in erster Linie Kfz-Instandsetzer mit 10.9 v. H. (11.1 v. H.), Elektroinstallateure mit 9.9 v. H. (10.3 v. H.) und Bürokräfte mit 7.6 v. H. (9.7 v. H.) aller Ratsuchenden. Bei den weiblichen Ratsuchenden hat sich die Rangordnung geändert: zwar nehmen die Bürofachkräfte in beiden Zeitabschnitten mit 18.6 v. H. den ersten Platz ein, jedoch steigt der Berufswunsch: Verkäuferin mit 11.3 v. H. gegenüber 9.1 v. H. An dritter Stelle befindet sich 1979/80 nunmehr der Berufswunsch: Sprechstundenhelferin mit 8.9 v. H. gegenüber 5.3 v. H. im Zeitraum 1971/72.[1] Insgesamt gesehen entfallen 1979/80 auf 83 v. H. aller Ratsuchenden etwa 20 v. H. aller möglichen Berufswünsche. Die Konzentration hat sich nicht wesentlich verändert, nur bei den weiblichen Ratsuchenden ist eine leichte Abnahme festzustellen. Letzteres ist hauptsächlich darauf zurückzuführen, daß einerseits verstärkt Berufe nachgefragt werden, die bisher als ausschließliche Männerberufe angesehen wurden[2] und andererseits bedeutend mehr der Berufswunsch: Gärtnerin bzw. Floristin geäußert wurde.

---

1) Quelle: Bundesanstalt für Arbeit, Berufsberatungsstatistik, lfd. Jahrgänge, Nürnberg.

2) Dies sind vor allem Kfz-Instandsetzer (133 bzw. 1268), Maschinenschlosser (11 bzw. 185), Elektriker (118 bzw. 967) und Maler/Lackierer (33 bzw. 1168), wobei die Zahlen in Klammern die Zahl der weiblichen Ratsuchenden 1971/72 bzw. 1979/80 mit diesem Berufswunsch angeben (korrigiert um die Zunahme der Ratsuchenden insgesamt).

Schaubild 1: Konzentration der Berufswünsche männlicher Ratsuchender bei den Arbeitsämtern

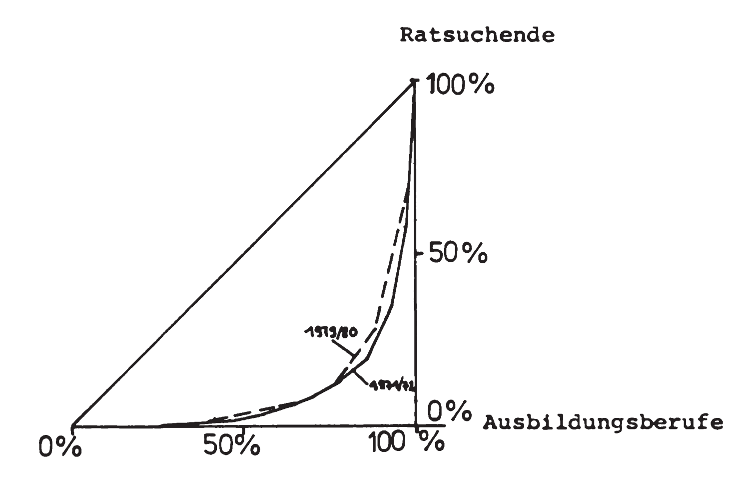
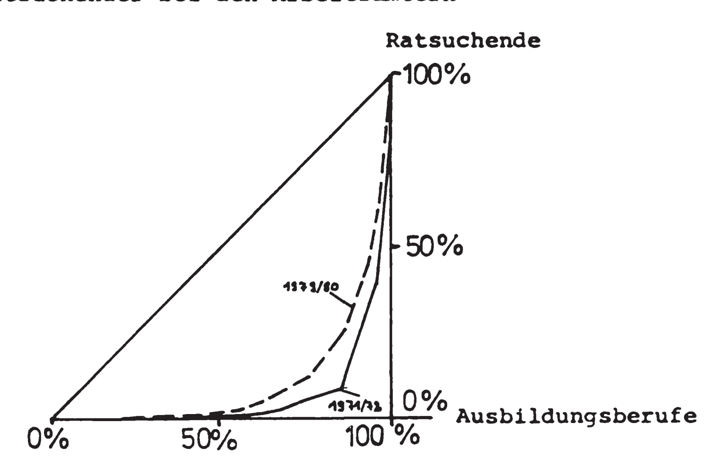


Schaubild 2: Konzentration der Berufswünsche weiblicher Ratsuchender bei den Arbeitsämtern



Da selbst bei ausgeglichenem Ausbildungsstellenmarkt Angebot und Nachfrage in ihrer beruflichen Struktur differieren können, ist die Frage nach der Flexibilitätsbereitschaft der Jugendlichen bedeutsam, d. h. ob und inwieweit der Jugendliche bereit ist, einen Ausbildungsplatz für einen Beruf zu akzeptieren, der nicht seinem Wunsch entspricht. Für 1977 ergab eine empirische Untersuchung, daß 38 v. H. der Hauptschüler in diesem Sinn als "flexibel" angesehen werden können, wobei die Flexibilitätsbereitschaft wesentlich von der individuellen Erfahrung auf dem Ausbildungsstellenmarkt beeinflußt wird. (Anzahl der Bewerbungen und Absagen).[1] Dieses Ergebnis wird durch Resultate einer anderen Studie unterstützt, aus der hervorgeht, daß sich 42 v. H. der befragten Hauptschulabsolventen um verschiedenartige berufliche Ausbildungen beworben hatten.[2]

2. Das Angebot an Ausbildungsplätzen

Wie bei der quantitativen Erfassung der Nachfrage nach Ausbildungsplätzen, so beinhaltet die Bestimmung des Angebots die Schwierigkeit, daß das über die vorhandenen neuen Ausbildungsverhältnisse hinausgehende Ausbildungsplatzangebot nur als die bei den Arbeitsämtern gemeldeten, jedoch zum Stichtag noch nicht besetzten Ausbildungsplätze bestimmt wird. Tabelle 5 enthält eine Übersicht über das in dieser Weise gemessene Ausbildungsangebot. Es ist ersichtlich, daß - ausgehend vom Jahr 1972 - das Ausbildungsplatzangebot bis auf eine Anzahl von 479.000 sinkt und dann ab 1976 wieder deutlich bis auf eine Größe von 697.000 ansteigt. Für 1981 ist voraussichtlich mit einem Rückgang um etwa 30.000 Plätze zu rechnen.[3]

---

1) Vgl. dazu G. Roppelt (1981).

2) Vgl. H. Stegmann u. I. Holzbauer (1979), S. 132

3) Vgl. Sachverständigenrat (1981), S. 66.

Tabelle 5: Angebot an Ausbildungsplätzen in 1000

1972	638
1973	552
1974	479
1975	480
1976	517
1977	584
1978	624
1979	677
1980	697
1981	670[a)]

a) Schätzung des Sachverständigenrates
Quelle: - Bundesminister für Bildung und Wissenschaft (1978), (1977)
- Sachverständigenrat (1981) S. 66, (1980) S. 67.

Für weiter zurückliegende Jahre als 1972 sind die Angaben in dieser Definition nicht erhältlich. Hilfsweise können die bei den Arbeitsämtern registrierten Ausbildungsplätze herangezogen werden. Dies hat zur Folge, daß im Gegensatz zur vorhergehenden Tabelle auch bei den vorhandenen neuen Ausbildungsverhältnissen nur solche erfaßt werden, die dem Arbeitsamt gemeldet wurden. Wie aus Tabelle 6 hervorgeht, geht das bei den Arbeitsämtern erfaßte Ausbildungsplatzangebot ab 1971/72 sprunghaft zurück und beträgt im Jahr 1975/76 nur noch die Hälfte des Ausbildungsplatzangebots vor diesem Einbruch. Die in Spalte 3 ausgewiesenen prozentualen Anteile der unbesetzt gebliebenen Ausbildungsstellen spiegeln den starken Rückgang des Lehrstellenangebots wieder. Während vor 1973/74 mit einem durchschnittlichen Anteil von 36 v. H. die Situation auf dem Lehrstellenmarkt auf Grund dieser Angaben als Überschußangebot charakterisiert werden kann, liegt im anschließenden Zeitraum eher eine Überschußnachfrage vor, insbesondere wenn die Heterogenität der

Tabelle 6:

Zeit (jeweils vom 1.10.19.. zum 30.9.19..)	Bei den Arbeitsämtern registrierte Ausbildungsplätze	unbesetzte Ausbildungsplätze zum 30.9.19.. in v.H. der Spalte (1)	Schulabgänger (ohne Hochschulen)
	(1)	(2)	(3)
1966/67	665337	29,1	
1967/68	593657	33,5	635399
1968/69	600409	43,4	549439
1969/70	646174	42,5	627312
1970/71	604264	40,7	644296
1971/72	492316	37,0	667009
1972/73	371355	27,4	698003
1973/74	341800	9,1	699711
1974/75	326025	5,9	709336
1975/76	302981	6,2	-
1976/77	345273	7,8	797415
1977/78	382616	6,0	851371
1978/79	444753	8,3	875497

Quelle: Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit.

angebotenen Ausbildungsplätze in bezug auf ihre regionale und berufliche Klassifizierung in Betracht gezogen wird.

Da in den beiden folgenden Beiträgen dieses Bandes eine detaillierte Analyse des Lehrstellenangebots erfolgt, werden im folgenden nur einige wesentliche Determinanten aufgezeigt. Das Angebot an Ausbildungsplätzen wird zunächst durch die Ersatz- und die Neunachfrage nach beruflich qualifizierten Arbeits-

kräften bestimmt. Allerdings sind die Zusammenhänge nicht einfach zu quantifizieren. Das folgende Beispiel soll einige der Probleme versuchen zu verdeutlichen. Tabelle 7 stellt die zeitliche Entwicklung der gewerblich Auszubildenden in der Industrie den dort beschäftigten Facharbeitern gegenüber und läßt eine gleichlaufende, negative Trendentwicklung erkennen, so daß dem Facharbeiterbestand von allen unabhängigen Variablen der höchste Erklärungswert bezüglich des Umfangs der Facharbeiternachwuchsausbildung zukommt.[1)] Die Probleme bestehen darin, daß einerseits ein Teil der fertig ausgebildeten, gewerblichen Lehrlinge und der Facharbeiter unter bestimmten Voraussetzungen von den Firmen entweder sofort oder nach einiger Zeit in ein Angestelltenverhältnis übernommen wird, und daß andererseits ein Teil der Facharbeiternachwuchsausbildung für die Industrie vom Handwerk übernommen wird (und umgekehrt). Somit wäre die Zahl der in Tabelle 7 ausgewiesenen Facharbeiter um die Übergänger in ein Angestelltenverhältnis zu korrigieren, da für diesen Personenkreis ebenfalls - wie bei den Facharbeitern - ein Ersatzbedarf vorhanden ist, der durch Ausbildung gewerblicher Lehrlinge zu decken ist. Außerdem müßte der Nettozugang von außerhalb ausgebildeten Facharbeitern in die Industrie berücksichtigt werden. Läßt man diese Korrekturen angesichts fehlender konsistenter Daten für diese Angaben außer acht, dann liefert die bereits erwähnte Regression nur dann brauchbare Resultate, wenn beide Korrekturposten entweder konstant oder sehr hoch mit dem Facharbeiterbestand korreliert sind.

---

1) So z. B. H. V. Henninges (1975), der eine Regressionsschätzung mit kombinierten Zeitreihen - und Querschnittsdaten durchführt, wobei die Anzahl der gewerblichen Auszubildenden die abhängige Variable und die Anzahl der Facharbeiter, die Kapitalintensität und die Betriebsgröße sowie eine Dummy-Variable für den Rückgang im Bestand der Auszubildenden ab 1969/70 die erklärenden Variablen sind.

Tabelle 7: Anzahl der gewerblichen Auszubildenden und Facharbeiter (in Tsd.) in der Industrie (Betriebe mit mehr als 9 Beschäftigten)

Jahr	gewerbliche Auszubildende	Facharbeiter
1962	247	2638
1964	249	2561
1966	244	2529
1968	238	2379
1970	223	2480
1972	221	2352
1974	218	2255

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie D, Reihe 4.

Eine ungefähre Größenordnung des Statuswechsels von ausgebildeten Facharbeitern enthält eine empirische Untersuchung für das Jahr 1979.[1] Danach waren von den 8.4 Mio. ausgebildeten Facharbeitern 55 v. H. nicht mehr als Facharbeiter tätig, sondern sind zu 16 v. H. auf Grund einer zusätzlichen Berufsausbildung respektive zu 39 v. H. ohne diese in einen anderen Status übergewechselt. Die Zugänge aus anderen Statusgruppen betrug dagegen nur etwa 0.5 Mio. (7 v. H.).

---

1) Vgl. H. Hofbauer (1981).

Davon abgesehen, ist in diesem Zusammenhang die adäquate Bestimmungsgröße für die Facharbeiternachwuchsausbildung der erwartete Bedarf an Facharbeitern. Die Verwendung des tatsächlichen Facharbeiterbestandes als Proxy impliziert daher die restriktive Annahme einer stationären Erwartungsbildung.

Unter Berücksichtigung dieser Vorbehalte errechnet sich aus der Studie von H. v. Henninges (1975) eine Elastizität der gewerblichen Ausbildungsverhältnisse in bezug auf den Facharbeiterbestand in Höhe von 0.87 (t-Wert: 14.0), d. h. eine einprozentige Abnahme dieses Bestandes hätte nur ein Rückgang der Ausbildungsverhältnisse von 0.9 v. H. zur Folge. Dieses Ergebnis mag aber z. T. auf dem oben erwähnten Übergang von Facharbeitern in das Angestelltenverhältnis und der damit verbundenen Überschätzung des Facharbeiterrückgangs beruhen.

Der Tatbestand einer Wanderung von Ausgebildeten zwischen Industrie einerseits und Handwerk andererseits kann auch unter der Fragestellung betrachtet werden, wer für wen ausbildet. Tabelle 8 zeigt die zeitliche Entwicklung der Auszubildenden, die bei den Industrie- und Handelskammern respektive bei den Handwerkskammern registriert sind. Sieht man von Schwankungen der Ausbildungsverhältnisse zwischen 1960 und 1980 einmal ab, so ergibt sich bei einem Vergleich dieser beiden Jahre, daß die Auszubildenden in Industrie- und Handel nur um 6 v. H., die im Handwerk hingegen um 63 v. H. zugenommen haben. Im Kontrast dazu sind die Beschäftigungszahlen zu sehen, die sowohl im Bereich Industrie und Handel als auch im Handwerk zwischen 1960 und 1980 nur unwesentlich gestiegen sind und in ihrer Größenordnung bei 11 bzw. 4 Mio. Beschäftigten liegen.[1)]

---

1) Industrie und Handel: 1960=10,8 Mio, 1980=11,1 Mio Beschäftigte; Handwerk: 1960=3,9 Mio, 1980=4,1 Mio Beschäftigte. Quelle: Statistisches Jahrbuch, lfd. Jahrgänge; Zentralverband des deutschen Handwerks; eigene Berechnungen.

Tabelle 8:

	Auszubildende bei IHK-Betrieben in 1000		Auszubildende bei HWK-Betrieben in 1000	
	männl.	weibl.	männl.	weibl.
1960	407,6	335,0	338,8	92,7
1961	406,9	326,3	328,4	95,3
1962	409,1	315,9	312,4	93,4
1963	413,1	329,9	332,6	98,2
1964	409,9	331,6	352,0	100,8
1965	413,6	335,3	366,3	101,7
1966	429,8	346,8	368,6	98,8
1967	432,3	347,2	377,6	103,9
1968	429,1	340,5	375,3	103,3
1969	407,8	307,5	342,8	92,2
1970	430,2	293,9	338,0	82,9
1971	432,4	296,8	329,4	77,3
1972	424,5	297,2	354,7	79,4
1973	409,3	284,8	384,1	80,9
1974	398,8	265,8	399,4	87,1
1975	384,4	249,6	407,8	96,9
1976	370,9	240,2	409,3	101,1
1977	383,9	260,0	435,4	120,7
1978	400,1	291,9	477,9	137,1
1979	425,8	322,6	524,1	152,1
1980	443,0	343,9	545,0	157,3

Quelle: Statistische Jahrbücher, laufende Jahrgänge.

Anders formuliert, die Ausbildungsintensität, d. h. der Anteil der Auszubildenden an den Gesamtbeschäftigten, ist im Handwerk von 0,11 auf 0,18 gestiegen, während sie bei Industrie und Handel mit 0,07 konstant geblieben ist und deutlich unter der des Handwerks liegt.

Das Niveau und die Veränderung der Ausbildungsintensität lassen keine Schlüsse auf die Wanderungen der Ausgebildeten zwischen den Wirtschaftsbereichen zu. Anhaltspunkte über die quantitative Größenordnung dieser Ströme lassen sich für 1970 aus einer Erhebung über Berufsverläufe bei männlichen Erwerbspersonen entnehmen.[1)] Tabelle 9 zeigt die Verteilung der Facharbeiter zwischen den Wirtschaftsbereichen des Ausbildungs- und Beschäftigungsbetriebes. Von allen Facharbeitern hatten 61 v. H. ihre betriebliche Ausbildung im Handwerk absolviert, aber 47 v. H. waren in der Industrie und nur 25 v. H. im Handwerk beschäftigt. Es ist erkennbar, daß die Wanderung vom Ausbildungs- zum Beschäftigungsbetrieb eindeutig zu Lasten des Handwerks geht, während Industrie und Handel und der Öffentliche Dienst die Hauptbegünstigten darstellen.

Eine weitere wesentliche Determinante des Ausbildungsplatzangebots bilden die Kosten der betrieblichen Ausbildung. In einer mikroökonomischen Partialanalyse vergleicht das Unternehmen die Kosten der Ausbildung eines Facharbeiters mit den Einstellungs- und Einarbeitungskosten eines betriebsfremden Facharbeiters. Dabei sind auf Grund des Bindungsverbotes der Ausgebildeten an den Ausbildungsbetrieb auch die Kündigungswahrscheinlichkeiten nach der Ausbildungszeit ebenso mit in die Kostenrechnung einzubeziehen wie andererseits mögliche Erträge des Unternehmens während der Ausbildungszeit und eine daran anschließende höhere Produktivität im Vergleich zu einem extern ausgebildeten Facharbeiter.

---

1) Vgl. H. Hofbauer (1977).

Tabelle 9: Männliche Erwerbspersonen des Jahres 1970 mit betrieblicher Berufsausbildung für einen Facharbeiterberuf, gegliedert nach dem Wirtschaftsbereich des Ausbildungsbetriebes und des Beschäftigungsbetriebes (Zahlen in Klammern: % der Zeilensumme)

Wirtschaftsbereich des Ausbildungsbetriebes	Wirtschaftsbereich des Beschäftigungsbetr.			
	Industrie	Handwerk	Übrige[a]	Insgesamt (in v.H. der Spaltensumme)
Industrie	1 350 400 (74)	129 000 (7)	354 600 (19)	1 834 000 (29)
Handwerk	1 517 000 (39)	1 388 800 (36)	996 400 (25)	3 902 200 (61)
Übrige[a]	157 600 (28)	35 800 (6)	456 200 (66)	649 600 (10)
Insgesamt	3 025 000 (47)	1 553 600 (25)	1 807 200 (28)	6 385 800 (100)

a) Landwirtschaft, Dienstleistungsbereich, ohne Angabe

Quelle: H. Bofbauer (1977), S. 254.

Eine differenzierte Aufgliederung der Ausbildungskosten in einzelne Kostenarten ist in Tabelle 10 für 1971/72 wiedergegeben. Es ist ersichtlich, daß die direkten Kosten den Hauptanteil bilden, wobei in dieser Kostenart die Ausbildungsvergütung und Versicherung die wesentlichen Bestimmungsgründe sind. Bei den Kosten des Ausbildungsprozesses sind die Bruttokosten der Ausbildung im Produktionsbetrieb niedriger als die dort entstehenden, entsprechenden Erträge, so daß die diesbezüglichen Nettoproduktionskosten negative Beträge aufweisen. Da Handwerksbetriebe im Gegensatz zu IHK-Betrieben kaum eigene Ausbildungswerkstätten besitzen, entfallen bei den ersteren solche Kosten, so daß in den Handwerksbetrieben bei den Kosten der Ausbildungsprozesse per Saldo Erträge anfallen. Tabelle 11 verdeutlicht die zeitliche Entwicklung der gezahlten monatlichen Ausbildungsvergütung in unterschiedlichen Wirtschaftsbereichen. Auf das Jahr 1979 bezogen ergibt sich zwischen den Wirtschaftsbereichen ein maximaler Differenzbetrag von fast 100 DM, das sind - auf die durchschnittliche Ausbildungsvergütung bezogen - 21 v. H. Im Durchschnitt aller Sektoren beträgt die Ausbildungsvergütung 1979 im Vergleich zu 1960 das 4.5 fache, wobei die Wachstumsraten in den Perioden 1960/69 und 1970/79 zwar im wesentlichen konstant sind, die für 1970/79 aber höher liegen. Wie bereits erwähnt, muß dieser Zuwachs im Vergleich zur Entwicklung der Facharbeiterlöhne gesehen werden. Tabelle 12 zeigt die Zuwächse der Bruttostundenverdienste der Arbeiter bzw. der Bruttomonatsverdienste der Angestellten 1960-1979, wobei die Lohngruppen ausgewählt wurden, in denen Facharbeiter eingeordnet sind. Man kann erkennen, daß sich die 350 prozentige Wachstumsrate der Ausbildungsvergütung im Rahmen der Zuwachsraten in Tabelle 12 bewegt. Vergleicht man außerdem die Relation: Ausbildungsvergütung zu Bruttomonatsverdienst eines Arbeiters der Lohngruppe 1 in der Industrie mit einer konstanten Arbeitszeit von 40 Wochenstunden, so bleibt dieser Quotient mit 20 v. H. nahezu über den gesamten Zeitraum gleich.

Tabelle 10: Jährliche Nettoausbildungskosten je Auszubildenden 1971/72

	IHK-Betriebe mit 1.000 und mehr Beschäftigte	IHK-Betriebe mit weniger als 1.000 Beschäftigte	HWK-Betriebe	BRD
I. Direkte Kosten	5.422	4.521	3.257	4.189
1. Ausbildungsvergütung	3.340	3.057	2.264	
2. Versicherungen	1.772	1.243	831	
3. Berufskleidung	178	138	82	
4. Gebühren	28	28	42	
5. Externe Kurse	63	37	2	
6. Exkursionen	41	18	2	
II. Kosten der Ausbildungsprozesse	909	159	- 905	- 120
1. Fachtheoretischer Unterricht	527	436	177	
2. Allgemeinbildender Unterricht	42	28	3	
3. Ausbildungswerkstatt	1.207	859	62	
4. Ausbildung im Produktionsbetrieb	- 867	-1.164	-1.147	
III. Ausbildungsverwaltung	272	344	245	298
Netto-Ausbildungskosten	6.603	5.024	2.597	4.367

Quelle: H. Pieper (1976), S. 217.

Tabelle 11: Durchschnittliche gezahlte Ausbildungsvergütungen je Monat und Auszubildenden nach Wirtschaftsbereichen, nominal

Jahr	Gesamtwirtschaft	Grundstoff u.Produktionsgüterindustrie	Investitionsgüterindustrie	Produzierendes Handwerk	Geld/ Banken Versicherungen	Handel/ Verkehr
1960	101	109	102	96	117	94
1961	112	120	110	105	127	104
1962	124	137	120	117	136	116
1963	134	156	130	125	145	124
1964	145	175	139	138	156	136
1965	155	191	149	149	168	143
1966	166	196	166	159	190	151
1967	175	202	184	165	196	159
1968	185	213	197	175	211	169
1969	197	222	209	183	219	183
1970	220	247	233	204	245	204
1971	240	276	261	226	264	226
1972	266	301	289	246	288	245
1973	291	322	311	268	320	271
1974	321	357	347	295	357	300
1975	346	382	377	314	389	323
1976	369	415	409	336	413	343
1977	397	439	444	363	440	371
1978	421	476	474	387	463	394
1979	455	506	504	412	498	420

Quelle: DIW, Beschäftigung und Arbeitnehmereinkommen in der Bundesrepublik Deutschland, 1960 - 1970 und 1970 - 1979.

Tabelle 12: Zuwachsrate 1979/60 der Bruttomonatsverdienste (Leistungsgruppe 3 bzw. 4) in Industrie und Handel und der Bruttostundenverdienste der Arbeiter (Lohngruppe 1) in der Industrie (in v. H.)

	Angestellte				Arbeiter
	Kaufmännische Angestellte		Technische Angestellte		
	Leistungsgruppe 3	Leistungsgruppe 4	Leistungsgruppe 3	Leistungsgruppe 4	
Männer	294	335	302	320	360
Frauen	323	359	308	337	411

Quelle: Statistische Jahrbücher, Laufende Jahrgänge.

Über die Entwicklung der gesamten jährlichen Ausbildungs<u>kosten</u> getrennt nach Wirtschaftsbereichen zwischen 1971/72 und 1976 gibt Tabelle 13 Auskunft. Vergleicht man die Nettokosten, so weisen die Handwerksbetriebe und die IHK-Betriebe mit weniger als 1000 Beschäftigten mit ca. 40 v. H. die höheren Kostensteigerungen auf, während sie bei den IHK-Betrieben mit mehr als 1000 Beschäftigten 6 Prozentpunkte weniger betragen. Eine Ursache für diese unterschiedliche Entwicklung liegt möglicherweise in den höheren Qualitätsanforderungen, die das Berufsbildungsgesetz von 1969 verlangte und die andererseits von den Großbetrieben (z. B. mit eigenen Lehrwerkstätten) bereits vorher erfüllt wurden.

Tabelle 13: Ausbildungskosten je Auszubildenden jährlich in DM

	1971/72		1976	
	brutto	netto	brutto	netto
IHK-Betriebe mit mehr als 1000 Beschäftigten	8912	6992	12500	9400
IHK-Betriebe mit bis zu 1000 Beschäftigten	7633	5050	10700	7100
Handwerks- kammerbetriebe	5241	2582	7300	3600
Landwirtschaft	5347	381	7500	500
Gesundheitswesen	5296	86	7400	100
Beratende Berufe	6616	1589	9300	2200

Quelle: Ergebnisse der Sachverständigenkommission Kosten und Finanzierung betrieblicher Berufsausbildung für das Erhebungsjahr 1971/72; die Werte für 1976 sind entnommen aus: Institut Der Deutschen Wirtschaft, Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland, Ausgabe 1980, S. 96.

Schlußbemerkungen

Ziel der Ausführungen dieses Beitrages war eine empirische Übersicht über einige Entwicklungen auf dem Ausbildungsstellenmarkt der Bundesrepublik Deutschland. Damit sollte ein empirischer Bezug zu den beiden folgenden, theoretischen Untersuchungen zum Ausbildungsplatzangebot hergestellt werden. Diese Studien beschäftigen sich insbesondere auch mit staatlichen Eingriffen in den Ausbildungsstellenmarkt, indem veränderte staatliche Anforderungen an die Qualität und Quantität der Ausbildung in die theoretische Analyse einbezogen werden. Daher haben wir diesen Aspekt hier weitgehend vernachlässigt.

Der vorliegenden Untersuchung sind - wie den meisten empirischen Studien - Grenzen auf Grund des verfügbaren Datenmaterials gesetzt. Zeitreihenuntersuchungen mit hohem Aggregationsgrad können angesichts der gravierenden branchen- und berufsmäßigen Unterschiede in der Ausbildung nur ein sehr unvollständiges Bild liefern. Eine zeitlich durchgehende, tiefere Gliederung wäre daher ebenso wünschenswert wie die Verfügbarkeit von Individualdaten für Auszubildende und Firmen.

Angesichts derzeit ständig ansteigender Zahlen jugendlicher Arbeitsloser ohne abgeschlossene Berufsausbildung scheint uns eine tiefergehendere wissenschaftliche Analyse des Ausbildungsstellenmarktes erforderlich zu sein.

<u>Literatur:</u>

Franz, W. (1981), Employment Policy and Labor Supply of Foreign Workers in the Federal Republic of Germany: A Theoretical and Empirical Analysis, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft 137, S. 590-611.

Franz, W. (1982), Youth Unemployment in the Federal Republic of Germany: Theory, Empirical Results, and Policy Implications. An Economic Analysis, Tübingen (erscheint demnächst).

v. Henninges, H. (1975), Bestimmungsgründe für die Veränderung des Umfangs der Facharbeiternachwuchsausbildung in der Industrie. Eine empirische Untersuchung, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 8, S. 345-353.

Hofbauer, H. (1977), Strukturdiskrepanzen zwischen Bildungs- und Beschäftigungssystem im Bereich der betrieblichen Berufsausbildung für Facharbeiterberufe, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 10, S. 252-257.

Hofbauer, H. (1981), Berufswege von Erwerbstätigen mit Facharbeiterausbildung, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 14, S. 127-138.

Meyer, W. (1977), Ursachen des Lehrstellenrückganges. Untersuchung zur quantitativen Entwicklung der Ausbildung in anerkannten Ausbildungsberufen in Niedersachsen 1964-1974, Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung 4, Berlin.

Pieper, H. (1976), Umfang und Kosten der Ausbildung in betrieblichem Unterricht und betrieblichen Ausbildungswerkstätten, Diss. Bonn.

Roppelt, G. (1981), Flexibilitätsbereitschaft bei der Bewerbung in betriebliche Ausbildungsplätze, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 14, S. 139-146.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1981), Jahresgutachten 1981/82. Investieren für mehr Beschäftigung, Stuttgart.

Schober-Gottwald, K. (1977), Der Weg in die Arbeitslosigkeit: Berufliche und soziale Herkunft von jugendlichen Arbeitslosen, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 10, S. 143-165.

Stegmann, H. u. I. Holzbauer (1979), Der Ausbildungsstellenmarkt unter qualitativem Aspekt, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 12, S. 125-137.

Allokationspolitische Ursachen und Implikationen externer Effekte auf dem Ausbildungsstellenmarkt. Eine theoretische Darstellung

Theo Kempf

---

1. Einleitung

Gegenstand dieser Arbeit sind die allokationspolitischen Ursachen und Implikationen der Einsatzmöglichkeit betrieblich ausgebildeter Arbeiter auch in Nichtausbildungsbetrieben.

Bei allgemein verwendungsfähiger Ausbildung in einem Beruf und staatlichem Bindungsverbot Ausgebildeter an den Ausbildungsbetrieb entsteht auf dem Arbeitsmarkt ein Freifahrerproblem in Form von Nichtausbildungsbetrieben, sofern für diese Such- und Einstellungskosten ausgebildeter Arbeiter geringer sind als Ausbildungskosten.

Zunächst wird gezeigt, daß die auf G. S. Becker zurückgehende und für das amerikanische Bildungswesen konzipierte humankapitaltheoretische Begründung betrieblicher Ausbildungsleistungen nicht geeignet ist, die berufliche Ausbildung in der Bundesrepublik Deutschland theoretisch zu erfassen und die Bedeutung des Freifahrerproblems herauszuarbeiten.

In einem Zwei-Perioden-Modell, das die Ausbildungs- und Beschäftigungsperiode umfaßt, wird dann in Anlehnung an die Theorie der Kreditrationierung abgeleitet, wie Ausbildungsunternehmen auf das Freifahrerproblem, d. h. auf die Risiken

eines Betriebswechsels eines ausgebildeten Arbeiters reagieren.

Die allokationstheoretischen Implikationen des Freifahrerverhaltens und die daraus abgeleiteten staatlichen Maßnahmen im Bereich der beruflichen Bildung werden anhand des Modelles im zweiten Teil der Arbeit diskutiert und stellen so den allokations- und wirtschaftspolitischen Bezug der Arbeit dar.

2. Die humankapitaltheoretische Interpretation betrieblicher Ausbildungsangebote

2.1 Betriebsspezifische versus allgemein verwendbare Ausbildungsleistungen

Bevor gezeigt werden kann, inwieweit humankapitaltheoretische Überlegungen zur Analyse des Ausbildungsstellenmarktes der Bundesrepublik Deutschland übertragen werden können, ist es nötig, auf die von Becker[1)] eingeführte Unterscheidung zwischen allgemeiner und betriebsspezifischer Ausbildung einzugehen.

Eine allgemeine Berufsausbildung erzeugt Qualifikationen, die auch außerhalb des ausbildenden Unternehmens in vielen anderen Unternehmen verwertbar sind; dagegen erzeugt eine betriebsspezifische Ausbildung Fähigkeiten, die nur im Ausbildungsunternehmen eingesetzt werden können und damit für andere Unternehmen ohne Bedeutung sind, also dort auch nicht vergütet werden.

---

1) Vgl. G. S. Becker (1964), S. 11 f.

Becker definiert betriebsspezifische und allgemeine Ausbildung allerdings nicht nach ihrem Inhalt sondern nach ihrer Verwendungsmöglichkeit in anderen Unternehmen; dies impliziert, daß eine allgemein verwendungsfähige Ausbildung in einer Unternehmung mit monopolistischer Stellung auf dem regionalen Arbeitsmarkt auch als betriebsspezifisch bezeichnet wird, da die Verwendungsmöglichkeit der Ausbildung in anderen Unternehmen durch die Monopolstellung verhindert wird.[1)]

Da wir monopolistische Marktstellungen den noch zu behandelnden Marktunvollkommenheiten zuordnen, wollen wir die Begriffe allgemeine und betriebsspezifische Ausbildung nur im Hinblick auf den Inhalt der Ausbildung benutzen.

Nach dem Berufsbildungsgesetz von 1969 hat die betriebliche Ausbildung im Dualen System "eine breitangelegte berufliche Grundausbildung"[2)] zu leisten und "darauf aufbauend fachliche Fertigkeiten und Kenntnisse, die für die Ausübung einer qualifizierten Berufstätigkeit notwendig sind, zu vermitteln".[3)]

---

1) Vgl. D. Sadowski (1979), der in einem betriebswirtschaftlichen Ansatz zur Analyse der betrieblichen Ausbildungsangebote eine Unternehmung mit "quasi monopolistischer Marktstellung" unterstellt; damit ist die Gefahr der Fluktuation der Arbeiter nach der Ausbildung diesem Ansatz nicht mehr sehr bedeutsam.

2) Berufsbildungsgesetz vom 14.08.1969, Bundesgesetzblatt I S. 1112, § 1 Abs. 1.

3) W. Meyer (1977), S. 10.

Diese Auflagen des Staates sorgen zusammen mit berufsfeldbezogenen Ausbildungsverordnungen für Ausbildungsangebote im Dualen System, bei dem die Ausbildungsinhalte für einen Beruf zwischen verschiedenen Unternehmen nicht stark variieren. Arbeiter mit abgeschlossener Berufsausbildung sind damit in vielen Unternehmen einsetzbar und vom Ausbildungsinhalt her nicht einseitig auf das Ausbildungsunternehmen fixiert. Die betriebliche Ausbildung in der Bundesrepublik Deutschland ist daher nach unserer Interpretation als allgemeine Berufsausbildung zu behandeln.

2.2 Allgemeine Berufsausbildung und der humankapitaltheoretische Erklärungsansatz

Ein Unternehmer bietet in der humankapitaltheoretischen Interpretation betriebliche Ausbildung an, bis die diskontierten zukünftigen Erträge der Ausbildung in Form höherer Grenzproduktivitäten und die diskontierten Ausbildungskosten sich entsprechen[1]. Formal bedeutet dies

$$(1) \quad \sum_{t=1}^{m} (A_t - M_t)(1+r)^{-t} = \sum_{t=m+1}^{n} (\Pi_t(A_t) - W_t)(1+r)^{-t}$$

wobei

$t=1,...,m$	Ausbildungsperioden
$t=m+1,...,n$	Beschäftigungsperioden der Ausgebildeten im Ausbildungsunternehmen
A_t	Ausbildungskosten
M_t	Produktionsbeiträge während der Ausbildung

---

1) Vgl. G. S. Becker (1964), S. 10 f., W. Meyer (1977), S. 62 f.

$\Pi_t(A_t)$	Grenzproduktivität eines ausgebildeten Arbeiters in Abhängigkeit der Ausbildungskosten; wir unterstellen $\Pi_A > o$
W_t	Marktlohnsatz eines ausgebildeten Arbeiters
r	Diskontierungsfaktor

Alle Variablen sind als reale Größen zu interpretieren.

Auf einem vollkommenen Arbeitsmarkt wird nach dem Grenzprodukt entlohnt; die zusätzlichen Erträge einer allgemein verwendbaren Ausbildung entsprechen dann den zusätzlichen Kosten in den Beschäftigungsperioden, also den Löhnen.
Es gilt

$$(2) \quad \sum_{t=m+1}^{n} (\Pi_t(A_t) - W_t)(1+r)^{-t} = o \quad .$$

In der Beschäftigungsperiode können damit bei Grenzproduktsentlohnung keine Ertragsüberschüsse aus Humankapitalinvestitionen in allgemein verwendbare Ausbildung entstehen. Dann können i. S. der humankapitaltheoretischen Argumentation Unternehmen nur Ausbildung anbieten, falls sie die Kosten der Ausbildung nicht selbst tragen, sondern auf die Auszubildenden während der Ausbildung überwälzen[1], indem geringere Ausbildungsvergütungen gezahlt werden als den Produktionsbeiträgen der Auszubildenden entsprechen. Es ist ersichtlich, daß diese Argumentation all die Ausbildungsverhältnisse nicht erklärt, bei denen Nettokosten während der Ausbildungszeit anfallen.[2]

---

1) Vgl. G. S. Becker (1964), S. 12.

2) Dies sind nach den Erhebungen der Sachverständigenkommission "Kosten und Finanzierung der beruflichen Bildung" die meisten Ausbildungsverhältnisse.

Dagegen können betriebliche Ausbildungsangebote begründet werden, wenn bei Nettokosten der Ausbildung der Lohnsatz ausgebildeter Arbeiter von deren Grenzprodukt in der Beschäftigungsperiode abweicht; dies könnte zum einen durch betriebsspezifische Ausbildungsanteile geschehen, denen wir aber aufgrund der Überlegungen in Abschnitt 2.1 keine Bedeutung beimessen. Dagegen sind bei Unvollkommenheiten auf dem Arbeitsmarkt und bei unvollkommenen Informationen von Arbeitern und Unternehmern Abweichungen des Grenzproduktes vom Lohnsatz möglich und damit Realisationen von Erträgen aus Ausbildungsleistungen von Betrieben, die mit Nettokosten ausbilden.

Da Unvollkommenheiten auf den Märkten eine wesentliche Rolle bei der Erklärung betrieblicher Ausbildung spielen, soll in der folgenden formalen Analyse auf Theorien zurückgegriffen werden, die diese Unvollkommenheiten explizit modellieren; dies sind insbesondere informationsökonomische Ansätze.

Die in Gleichung (1) beschriebene Gleichheitsbedingung zwischen diskontierten Ausbildungskosten und Ausbildungserträgen in verschiedenen Perioden erinnert bei unvollkommenem Arbeitsmarkt in ihrer formalen Darstellung an einen Kreditvertrag zwischen Ausbildungsunternehmen und Auszubildenden. Der Auszubildende erhält in diesem Sinne einen fiktiven Kredit, womit er fiktiv die Nettoausbildungskosten in der Ausbildungsabteilung finanziert. Nach der Ausbildung erwartet der Unternehmer die Rückzahlung und Verzinsung des Kredites, sobald der ausgebildete Arbeiter im Ausbildungsbetrieb beschäftigt wird.

Im folgenden wird ein Zwei-Perioden-Modell erarbeitet, in dem der Ausbildungsvertrag als ein solcher Kreditvertrag behandelt wird; es wird sich zeigen, daß unter diesen Annahmen der Fluktuation ausgebildeter Arbeiter zu Nichtausbildungsbetrieben eine zentrale Rolle bei der Festlegung der Ausbildungsent-

scheidungen von Ausbildungsbetrieben zukommt.[1)]

Dabei entspricht der ersten Periode die Ausbildungszeit und der zweiten Periode die Beschäftigungszeit des ausgebildeten Arbeiters.

3. Kredittheoretische Behandlung eines Ausbildungsvertrages in einem Zwei-Perioden-Modell

3.1 Die Nachfrage nach Ausbildungskredit

Der Ausbildungsnachfrager habe den Nutzen

(1) $U = U\ (\gamma A,\ C^1,\ C^2)$

wobei

γA reale Ausbildungskosten für Ausbilder und Ausbildungsstätten in dem Ausbildungsunternehmen in der ersten Periode

C^1, C^2 realer Konsum in der ersten bzw. zweiten Periode.

Die konsumtheoretische Behandlung der Ausbildung impliziert, daß bei den Ausbildungsnachfragern Präferenzen bestehen für Ausbildungsbetriebe, bei denen Nettokosten während der Ausbildung anfallen. Bei positiver Korrelation der Nettoausbildungskosten mit der Qualität der Ausbildung bedeutet dies Präferenzen der Nachfrager bezüglich eines guten Ausbildungsniveaus.

---

1) 1975 lag der Anteil der Ausbildungsbetriebe an der Gesamtzahl der Betriebe in der Bundesrepublik Deutschland bei knapp über 30 v. H. Vgl. Tabelle 1 im Anhang.

Für die Ausbildungs- und Beschäftigungsperiode ergeben sich die Restriktionen

$$(2) \quad C^1 = F + (1-\gamma)A$$

$$C^2 = W + \Pi(A) - (1-i)A$$

wobei

$(1-\gamma)A$ die gezahlten realen Ausbildungsvergütungen sind. Damit sind $(1-\gamma)A+\gamma A=A$ die gesamten realen Nettoausbildungskosten, die zunächst als Kredit zur Verfügung gestellt werden und in der Beschäftigungsperiode mit dem Satz i verzinst zurückzuzahlen sind. Demnach ergeben sich für das Ausbildungsunternehmen Erträge aus seinem Ausbildungsangebot, falls die Ausgebildeten die Summe $(1+i)A$ zurückzahlen. Die Rückzahlung erfolgt implizit dadurch, daß im Ausbildungsunternehmen die erhöhte Grenzproduktivität eines ausgebildeten Arbeiters $\Pi(A)$ mit $\Pi_A>o$[1)] nicht voll vergütet wird, sondern nur der Betrag $\Pi(A) -(1+i)A$. W ist der Marktlohnsatz eines nicht ausgebildeten Arbeiters und F seien zinslose Übertragungen der Familie an die Ausbildungsnachfrager während der Ausbildungszeit; beide Variable sind reale Größen.

Die Maximierung der Nutzenfunktion unter den Nebenbedingungen führt zu folgender Optimalbedingung für die Nachfrage nach betrieblicher Ausbildung.

$$(3) \quad \gamma U_A + (1-\gamma)U_1+U_2[\Pi_A-(1+i)] = o$$

wobei

---

1) Zur Vereinfachung nehmen wir an, daß die Grenzproduktivität von den gesamten Nettoausbildungskosten abhängt.

U_A, U_1, U_2 die partiellen ersten Ableitungen der Nutzenfunktion nach A bzw. nach C^1 und C^2 sind.

Π_A ist die erste partielle Ableitung der Grenzproduktivitätsfunktion[1].

Aus dem totalen Differential der Optimalbedingung läßt sich unter Berücksichtigung der Restriktionen und unter der Annahme, daß die Übertragungen der Familie konstant sind, die Steigung der Ausbildungsnachfragefunktion in Abhängigkeit von der Verzinsungsforderung berechnen.

$$(4) \quad \frac{dA}{di} = \frac{U_2 + U_{22}[\Pi_{AA} - (1+i)]A}{\gamma^2 U_{AA} + (1-\gamma)^2 U_{11} + U_{22}[\Pi_{AA} - (1+i)]^2 + U_2 \Pi_{AA}}$$

Es gilt also immer

$$\frac{dA}{di} < o, \text{ falls } \Pi_{AA} < o \quad .$$

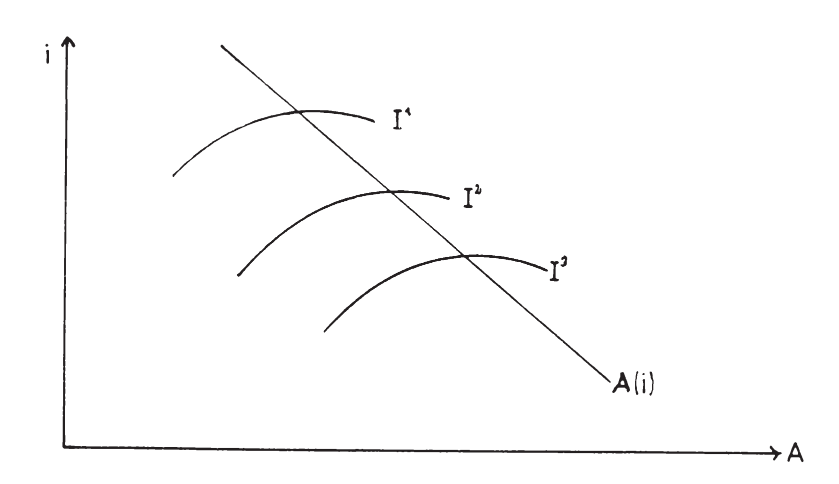
Die Nachfragefunktion hat fallenden Verlauf, wenn die Grenzproduktivitätsfunktion konkav in A verläuft, d. h. die Grenzproduktivität eines Arbeiters steigt mit zunehmender Ausbildung, die Zuwächse nehmen aber ab.

Aus dem Nutzenmaximierungskalkül sind die Indifferenzkurven der Ausbildungsnachfrager ableitbar, die nach der Ausbildung im Betrieb bleiben. Die Indifferenzkurven I haben im Schaubild folgenden Verlauf, wenn A(i) die Ausbildungsnachfragefunktion bezeichnet:

---

1) Die zweiten partiellen Ableitungen werden durch U_{AA}, U_{11}, U_{22} etc. angegeben.

Schaubild 1



- die Indifferenzkurven geben in Richtung I^1, ..., I^3 zunehmenden Nutzen an,
- sie haben konkaven Verlauf und erreichen ihre Maxima auf der Kurve der optimalen Ausbildungsnachfrage.[1)]

Ausbildungsnachfrager, die nach der Ausbildung zu Nichtausbildungsbetrieben wechseln und damit für die Ausbildungsbetriebe nur Kosten verursacht haben, zahlen den Ausbildungskredit nicht zurück. Dafür müssen sie in ihrem Optimierungskalkül ihre Mobilitätskosten und die bei einem Betriebswechsel anfallenden Einarbeitungskosten in den Nichtausbildungsbetrieben berücksichtigen.

Bezeichne B die Mobilitätskosten der Arbeiter und E die Einarbeitungskosten, die in den Nichtausbildungsbetrieben auf die Entlohnung zurückgewälzt werden, ergeben sich die Restriktionen

---

1) Zur mathematischen Beweisführung dieser Aussagen vgl. T. Kempf (1981), Jaffee/Russel (1976).

(5) $C^1 = F + (1-\gamma)A$

$C^2 = W + \Pi(A) - B - E$

Aus der Existenz von Nichtausbildungsbetrieben können damit einfache Mobilitätserwartungen abgeleitet werden.

Der ausbildende Unternehmer rechnet mit einem Wechsel des Ausgebildeten zu Nichtausbildungsbetrieben, falls die Entlohnungsdifferenz zwischen Nichtausbildungs- und Ausbildungsunternehmen positiv ist, d. h. falls

(6) $(1+i)A - B - E > o$.

Da die Mobilitätskosten der Arbeiter nicht bekannt sind, muß im folgenden Kapitel bei der Ableitung des Ausbildungsangebots die Unsicherheit bezüglich des Verbleibs der ausgebildeten Arbeiter im Ausbildungsbetrieb berücksichtigt werden.

3.2 Das betriebliche Angebot an beruflicher Ausbildung

Ein Ausbildung anbietender Unternehmer erreicht einen Gewinn in Höhe von

(7) $G = q\cdot(1+i)A-(1-r)A$

wobei

q	Verbleibquote der ausgebildeten Arbeiter im Ausbildungsbetrieb
$(1+i)A$	Kreditrückzahlungsforderung des Unternehmers
$(1+r)A$	Finanzierungskosten der Ausbildung für den Ausbildungsbetrieb.

Die tatsächliche Verbleibquote nach der Ausbildung[1] ist das Ergebnis von freiwilligen Kündigungen der ausgebildeten Arbeiter und von Entlassungen im Ausbildungsbetrieb. Zur Vereinfachung wollen wir nur die freiwilligen Kündigungen der Arbeitnehmer modellieren und daraus die Bedeutung von Nichtausbildungsbetrieben für die Ausbildungsangebote ableiten.

Für freiwillige Kündigungen ausgebildeter Arbeiter muß ein Lohnangebot von Nichtausbildungsbetrieben vorliegen, das den Anspruchslohn des Arbeiters übersteigt.

Bezeichne w^C diesen Anspruchslohn, so gilt

$$(8) \quad w^C = w + \Pi(A) - (1+i)A + B$$

Die Lohnangebote der Nichtausbildungsbetriebe seien für gegebenes Ausbildungsniveau normalverteilt mit den Parametern EW^A und σ^2.[2] Die Höhe der Lohnangebote W^A ist abhängig von der Verwendungsmöglichkeit der Ausbildung in Nichtausbildungsunternehmen und von den auftretenden Einarbeitungskosten. Falls Lohnangebote vorliegen, beträgt der erwartete Entlohnungszuwachs eines ausgebildeten Arbeiters, der kündigen will[3]

$$(9) \quad \int_{w^C}^{\infty} (w^A - w^C) f(w^A) dw^A$$

$f(w^A)$ ist die Dichtefunktion der Lohnangebote.

---

1) Vgl. Tabelle 2 im Anhang für die Bedeutung dieser Größe.

2) Eine Verteilungsannahme der Lohnangebote erlaubt betriebsspezifische Ausbildungsanteile zuzulassen, so daß ein gegebenes Ausbildungsniveau für verschiedene Nichtausbildungsunternehmen verschiedene Bedeutung besitzt.

3) Vgl. für die Analyse von Kündigungsverhalten im Rahmen von Job-Search-Modellen Parsons (1973).

Demnach ist

$$(10) \quad \int_{w^C}^{\infty} f(w^A)\,dw^A = (1-F^A(w^C))$$

wobei $F^A(w^C)$ dem Wert der Verteilungsfunktion der Normalverteilung an der Stelle w^C entspricht.

Unterstellt man zusätzlich wie Parsons, daß die Wahrscheinlichkeit eines Lohnangebotes eine Funktion der offenen Stellen V in den Nichtausbildungsbetrieben ist, also

$$(11) \quad g(V) \text{ mit } g_V > o$$

dann ergibt sich die Kündigungswahrscheinlichkeit eines Arbeiters nach der Ausbildung also

$$(12) \quad p = g(V)\ [1-F^A(w^C)]\ .$$

Unter Berücksichtigung der Verteilungsannahme kann daraus die Kündigungswahrscheinlichkeit angegeben werden als[1)]

$$(13) \quad p = p(V,\ A,\ i,\ B,\ E)$$

wobei für die partiellen Ableitungen dieser Funktion folgt:

$$p_V>o,\ p_A>o,\ p_i>o,\ p_B<o,\ p_E<o \quad .$$

Damit ist auch die freiwillige Verbleibwahrscheinlichkeit eines Arbeiters nach der Ausbildung bestimmt.

---

1) Zur detaillierten Ableitung vgl. T. Kempf (1981).

Die unterstellte Gewinnmaximierungshypothese läßt nur Ausbildungsverträge auf dem Ausbildungsstellenmarkt zu, die nichtnegative Gewinne machen. Bei freiem Zutritt auf dem Ausbildungsstellenmarkt entstehen aus Ausbildungsverträgen keine Gewinne, es folgt

(14) $q(V, A, i, B, E)(1+i)A = (1+r)A$

Die Steigung der aus dem Gewinnmaximierungsansatz ableitbaren Ausbildungsangebotsfunktion erhält man durch das totale Differential von (14).

Falls $dV = dB = dE = o$ folgt

(15) $$\frac{dA^s}{di} = -\frac{q + (1+i)q_i}{(1+i)q_A}$$

und damit

$$\frac{dA^s}{di} = > o \quad \text{falls} \quad |q| > |(1+i)q_i| \quad .$$

Das Ausbildungsangebot steigt mit zunehmendem Verzinsungsanspruch, falls eine Senkung des impliziten Lohnabschlages die freiwilligen Kündigungen nicht soweit zurückgehen läßt ($q_i < o$), daß die damit verbundenen Ertragssenkungen der ursprünglichen Verträge aufgewogen wird.

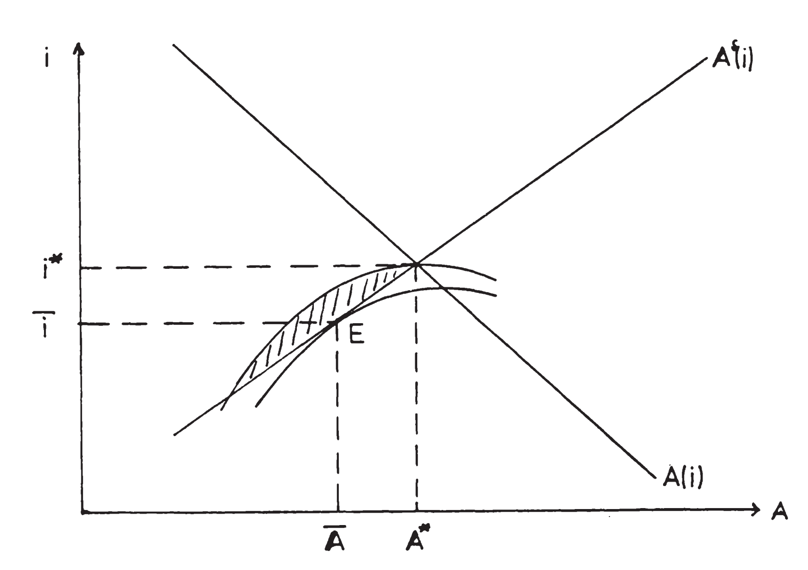
Für Fragestellungen des Kreditmarktes weisen nun Jaffee/Russel[1] nach, daß Angebot und Nachfrage auf einem solch skizzierten Markt sich nicht im Gleichgewicht befinden werden. Sie zeigen, überträgt man die Argumentation auf den Ausbildungsstellenmarkt, daß ein Zins und ein Ausbildungsangebot existiert, so daß der Nutzen der im Betrieb bleibenden ausgebildeten Arbeiter im Gegensatz zu den Betriebswechslern vergrößert wird und der erwartete Gewinn des Unternehmens positiv

---

1) Jaffee/Russel (1976).

wird. Wir vernachlässigen die formale Beweisführung und verdeutlichen die Argumentation im Schaubild 2.

Schaubild 2



Unter den gemachten Annahmen bleibt in dem Schaubild eine schraffierte Fläche von Kombinationen verschiedener Ausbildungsverträge, die sowohl den Ausbildungsanbieter als auch den nach der Ausbildung im Betrieb bleibenden Arbeiter besser stellen als beim Ausbildungsvertrag (i*, A*). Der Ausbildungsnachfrager erreicht bei jedem beliebigen Ausbildungsvertrag innerhalb dieser Fläche eine höhere Indifferenzkurve als zuvor und der Unternehmer einen positiven Gewinn bei Verträgen oberhalb der Angebotsfunktion. Die Senkung der Verzinsungsforderung und des Ausbildungsangebots verringert die Lohnunterschiede zwischen ausbildenden und nichtausbildenden Betrieben, wodurch die Fluktuation ausgebildeter Arbeiter herabgesetzt wird; durch die Rationierung sinkt das Verlustrisiko der Ausbildungsbetriebe aus ihren Ausbildungsangeboten.

Ein Gleichgewicht auf dem Ausbildungsstellenmarkt wird bei Konkurrenz der Unternehmen um ausgebildete Arbeitskräfte und freiem Marktzutritt immer nur auf der Angebotsfunktion erreicht. Es wird sich ein Ausbildungsvertrag einstellen, bei dem die Arbeiter, die nach der Ausbildung im Betrieb bleiben, den höchsten Nutzen erreichen (Punkt E im Schaubild 2).

Die kredittheoretische Interpretation eines Ausbildungsvertrages führt damit zu folgenden Ergebnissen:

Durch Beschränkung der Ausbildungsangebote, d. h. durch Orientierung der Ausbildungskosten an den Mobilitätskosten der Arbeiter und an den Einarbeitungskosten in den Nichtausbildungsbetrieben können Betriebe bei Konkurrenz auf den Märkten und bei Freifahrerverhalten der Nichtausbildungsbetriebe ihre Ausgebildeten an den Betrieb binden, auch wenn der Gesetzgeber Bindungsabsprachen verhindert hat. Die Existenz von Ausbildungsverträgen mit Nettoausbildungskosten bei Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt ist damit auch theoretisch begründbar; Voraussetzung dafür sind Mobilitätskosten der Arbeiter und Einarbeitungskosten in den Nichtausbildungsbetrieben.

Der Rationierungsansatz erklärt auch, warum letztlich zwischen ausbildenden und nichtausbildenden Betrieben keine markanten Lohnunterschiede zu beobachten sind.

Wenn tarifvertragliche Regelungen einer Rationierung der Ausbildungsvergütungen wenig Spielraum lassen, betrifft die theoretisch abgeleitete Rationierung vor allem die betrieblichen Aufwendungen für Lehrpersonal und für Ausbildungsstätten und führt zu einer allgemeinen Tendenz, die Ausbildung im Betrieb als kostengüngstiges learning-by-doing während des Produktionsprozesses zu gestalten. Dieser Strategie steht auf der anderen Seite eine zunehmende Technisierung der Arbeitsplätze gegenüber, wodurch es schwieriger wird, die allgemeine Grundaus-

bildung in einem Beruf in den betrieblichen Arbeitsablauf zu integrieren.[1] Diese gegenläufigen Effekte implizieren dann bei technischem Fortschritt ceteris paribus negative Einflüsse auf die Ausbildungsbereitschaft der Unternehmen.

Die abgeleiteten Reaktionen der Ausbildungsanbieter auf das Risiko der Fluktuation der Ausgebildeten erlaubt bei positiver Korrelation der Ausbildungskosten mit dem Niveau der beruflichen Ausbildung die Erklärung für die ständigen Diskussionen über die qualitativen Ausbildungsleistungen der Betriebe. Diese Qualitätsdiskussionen gab es bereits zum Ende des letzten Jahrhunderts; sie führten Anfang des neunzehnten Jahrhunderts zur Übernahme beruflicher Ausbildungsteile durch den Staat, woraus sich das heutige Duale System der Berufsausbildung entwickelte. Neu aufgelebt ist die Qualitätsdebatte in den sechziger Jahren. Sie hatte zur Folge, daß 1969 ein neues Berufsbildungsgesetz verabschiedet wurde und zusätzlich in den Jahren 1971/72 staatliche Auflagen an Ausbilder und Ausbildungsstätten in den Betrieben gestellt wurden.

Die Wirkungen dieser staatlichen Eingriffe auf dem Ausbildungsstellenmarkt und die Wirkungen verschiedener Finanzierungsvorschläge zur Internalisierung der externen Effekte in der Berufsausbildung werden im Rahmen des Modelles im nächsten Abschnitt diskutiert.

---

1) Vgl. H. Ch. Harten (1977), S. 34.

4. Wirkungen allokationspolitischer Maßnahmen auf dem Ausbildungsstellenmarkt

4.1 Staatliche Zuschüsse an Ausbildungsbetriebe

H. Albach[1)] und A. Hegelheimer[2)] haben bereits die Möglichkeiten steuerlicher Erleichtetungen für Ausbildungsbetriebe diskutiert, z. B. Sonderabschreibungen oder Sofortabschreibungen für Anlagegüter, die der Berufsausbildung dienen oder Rückstellungen der Ausbildungsbetriebe für die mit den Ausbildungsverträgen zu erwartenden Verluste bei einem Betriebswechsel ausgebildeter Arbeiter.

Diesen Maßnahmen ist gemein, daß dadurch die großen Ausbildungsunternehmen eher begünstigt werden und positive Effekte nur bei Gewinnsituationen der Betriebe möglich sind. Zudem ist der quantitative Effekt der Kostenersparnis bei Sofort- oder Sonderabschreibung für Anlagegüter zu gering.[3)] Wenn steuerliche Erleichterungen wegen der mangelnden Bezugsbasis keine geeigneten Maßnahmen zur Steigerung des betrieblichen Ausbildungsniveaus sind, dann ist zu prüfen, ob Subventionen an Ausbildungsbetriebe wirkungsvoller sind. Die Subventionen wären an der Zahl der bereitgestellten Ausbildungsplätze zu orientieren, so daß jeder Ausbildungsplatz die gleiche Subvention erhält.

---

1) Vgl. H. Albach (1974).

2) Vgl. A. Hegelheimer (1977).

3) 1972 lag der Anteil der Personalkosten (Entlohnung der Ausbilder, Ausbildungsvergütungen) an den gesamten Ausbildungskosten selbst in kapitalintensiveren Ausbildungsberufen wie Maschinenbau oder Flugzeugbau bei knapp 90 v. H.; lediglich der Rest könnte durch Abschreibungen erfaßt werden vgl. H. Albach (1974).

In dem theoretischen Ansatz ergibt sich dann die folgende Wirkung:

Bezeichne Z die staatliche Subvention, dann folgt für die Gewinnfunktion

$$(16)\quad G = q(A,i,V,E,B)(1+i)A-(1+r)A+Z$$

Unter der Annahme des Nullgewinnes aus Ausbildungsangeboten bei freiem Marktzutritt wird durch die Subventionierung eine Verschiebung des Angebots nach rechts im Schaubild 2 erreicht. Aus (16) errechnet sich

$$\frac{dA}{dZ} = - \frac{1}{q_A(1+i)A+q(1+i)-1+r}$$

bzw.

$$(17a)\quad \frac{dA}{dZ} = - \frac{1}{q_A(1+i)A-Z/A} > o$$

und

$$(17b)\quad \frac{di}{dZ} = - \frac{1}{A[q_i(1+i)+q]} < o$$

bei positiver Steigung der betrieblichen Angebotsfunktion. Staatliche Subventionen im Bereich der beruflichen Bildung werden von den Ausbildungsunternehmen dazu verwendet, die Ausbildungsaufwendungen zu erhöhen und die Verzinsungsforderungen dieser Aufwendungen zu senken. Diese staatliche Maßnahme impliziert auch, daß Nichtausbildungsbetriebe davon profitieren, indem sie besser ausgebildete Arbeiter einstellen können; allerdings sind die höheren Grenzproduktivitäten bei Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt auch zu vergüten. Die durchschnittliche Entlohnung von Arbeitern mit abgeschlossener Berufsausbildung steigt demnach.

4.2 Besteuerung von Nichtausbildungsbetrieben

Eine ökonomisch sinnvolle Besteuerung der freerider auf dem Ausbildungsstellenmarkt muß an dem Grad der Inanspruchnahme nicht selbst ausgebildeter Arbeiter orientiert sein, also die Einstellung dieser Arbeiter betreffen. Abgesehen von den nicht unerheblichen Informationskosten einer solchen Steuerlösung hätte diese Maßnahme im Modell folgende Wirkungen:

Bei Konkurrenz auf den Märkten können Nichtausbildungsbetriebe die Steuerauflagen bei der Einstellung ausgebildeter Arbeiter nur erfüllen, falls sie die Steuerbeträge auf die Entlohnung der eingestellten Arbeiter zurückwälzen. Sei T die Steuer auf Einstellungen, dann bieten Nichtausbildungsbetriebe nur noch Löhne in Höhe von

$$(18) \quad w^A = w + \Pi(A) - E - T$$

an. Bei gegebenem Anspruchslohn eines ausgebildeten Arbeiters erhöht sich dessen Verbleibwahrscheinlichkeit im Ausbildungsbetrieb, da sich die Wahrscheinlichkeit für ein Lohnangebot, das über dem Anspruchslohn liegt, verringert. Determiniert also die Besteuerung von Nichtausbildungsbetrieben die Mobilität ausgebildeter Arbeiter, dann gilt für die Gewinnfunktion

$$(19) \quad G = q(T,\ldots)(1+i)A-(1+r)A \text{ mit } q_T > o \quad .$$

Demnach ist

$$(20a) \quad \frac{dA}{dT} = - \frac{q_T}{q_A} > o$$

und

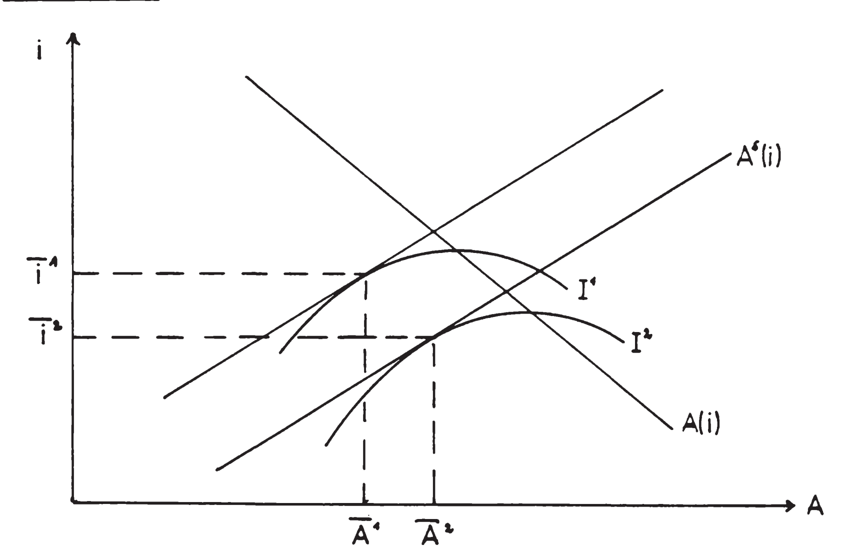
$$(20b) \quad \frac{di}{dT} = - \frac{q_T(1+i)}{q+q_i(1+i)} < o$$

bei positiv steigender Angebotsfunktion.

Im Schaubild 3 ergibt sich - auch für die Subventionslösung -



Schaubild 3



Steuer- und Subventionspolitiken können das rationierte Ausbildungsangebot erhöhen. Der Nutzen der Ausbildungsnachfrager, die nach der Ausbildung im Ausbildungsbetrieb bleiben, wird dadurch von I^1 auf I^2 erhöht und die durchschnittliche Entlohnung der ausgebildeten Arbeiter steigt.

4.3 Verhandlungslösungen

In der Theorie des öffentlichen Gutes wurden Verhandlungslösungen vorgeschlagen und Allokationsmechanismen entwickelt, welche die Vorteilhaftigkeit des freerider-Verhaltens beseitigen sollen.

Diese Lösungen werden insbesondere in umweltökonomischen Arbeiten diskutiert[1], sind aber auch bei Verhandlungen auf dem Ausbildungsstellenmarkt zu übertragen, um die externen Effekte der beruflichen Ausbildung zu internalisieren. Sadowski[2] überträgt die von Coase[3] vorgeschlagenen Zuweisungen von Nutzungsrechten zunächst auf Verhandlungen zwischen Ausbildungsnachfrager und Ausbildungsanbieter hinsichtlich der Verteilung der Ausbildungskosten und der Ausbildungserträge. Dies wird aber nach Becker nur bei betriebsspezifischen Teilen der Ausbildung erfolgen. Eine Aufteilung der Ausbildungskosten und -erträge bei einer allgemeinen Ausbildung impliziert, daß der ausgebildete Arbeiter die Ausbildungskosten zurückzuzahlen hat, falls er den Betrieb verläßt.[4] Damit steigen die Mobilitätskosten der Arbeiter, eine Kündigung wird unwahrscheinlicher auf dem Ausbildungsstellenmarkt können auch zwischen Ausbildungs- und Nichtausbildungsbetrieben erfolgen. Wird nach Coase den Ausbildungsbetrieben ein Nutzungsrecht an dem erzeugten Humankapital zugestanden, werden diese Betriebe eine Erhöhung ihres Ausbildungsangebotes vornehmen, falls bei freiwilligen Kündigungen der Arbeiter die Nichtausbildungsbetriebe Kompensationen leisten.[5]

---

1) Z. B. die Clarke Steuer, der Groves-Ledyard-Mechanismus, für einen kurzen Überblick vgl. H. Siebert (1978).

2) Vgl. Sadowski (1979a).

3) Vgl. Coase (1960).

4) Diese Regelung wird zum Teil in den Betrieben praktiziert; allerdings nicht im Rahmen der dualen Berufsausbildung, sondern bei kostenintensiven Weiterbildungsmöglichkeiten.

5) Vgl. für eine ähnliche Analyse von Transferzahlungen im bezahlten Mannschaftssport H. M. Schnellhaaß (1979), S. 651 f.

Nichtausbildungsbetriebe werden bereit sein, Kompensationen zu zahlen, solange diese Zahlungen kleiner sind als die Kosten des Nichteinsatzes ausgebildeter Arbeiter. Faktisch bedeutet diese Lösung eine gemeinschaftliche Finanzierung der Berufsausbildung und kann formal durch die Addition der Effekte der Steuer- und Subventionslösung dargestellt werden, wobei der Steuer- und Subventionsbetrag gleich hoch ist. Eine Überwälzung der damit auf Ausbildungs- und Nichtausbildungsbetriebe verteilten Ausbildungskosten auf die Löhne der ausgebildeten Arbeiter reduziert die Lohnunterschiede zwischen ausbildenden und nichtausbildenden Betrieben und damit das Kündigungsverhalten der Arbeiter; ein erhöhtes Ausbildungsniveau ist die Folge.

Die gemeinschaftliche Finanzierung der Berufsausbildung durch sogenannte Ausgleichfonds wird im Ausbildungsplatzförderungsgesetz von 1976 angesprochen. Neben einer Finanzierung des Ausbildungsfonds über die Besteuerung aller Unternehmen ab einer gewissen Größenordnung (Berufsausbildungsabgabe, die Ende 1980 aufgrund formaler Mängel vom Bundesverfassungsgericht aufgehoben wurde ohne jemals erhoben worden zu sein) werden tarifvertragliche Aushandlungen unter den Unternehmen vorgeschlagen. Während die Besteuerung aller Unternehmen eine Erhöhung des Ausbildungsplatzangebotes verfolgte, ist sie zur Lösung des freerider Problems auf dem Ausbildungsstellenmarkt nicht geeignet, da auch Ausbildungsbetriebe von der Steuer betroffen würden und nicht sichergestellt ist, daß bei der Umverteilung der Steuermittel alle ausbildenden Betriebe besser gestellt werden. Da keine andere Ausgestaltung der Steuer vom Staat vorgeschlagen wurde[1], ist im Ergebnis Sadowski (~~1979a~~) zuzustimmen, der die beiden Finanzierungsmöglichkeiten des Ausbildungsplatzförderungsgesetzes im Hinblick auf die Kosten des Zustandekommens und der Überwachung analysiert und die Vorzüge

---

1) Eine Alternative liegt in der Besteuerung der Nichtausbildungsbetriebe, vgl. Abschnitt 4.2.

freiwilliger Verhandlungen zwischen den Betrieben zur gemeinsamen Finanzierung der Berufsausbildung betont.

Dieser Ansatz setzt allerdings das Zustandekommen von Vereinbarungen voraus, was insbesondere bei großen Gruppen bezweifelt wird, da dann der einzelne Ausbildungsfinanzierungsanteil für das Zustandekommen von Ausbildungsleistungen nicht bedeutend ist und die freerider-Position lohnender wird.[1] Die Berücksichtigung der für die Allokation öffentlicher Güter entwickelten Allokationsmechanismen im Verhandlungsprozeß wäre dann nötig.

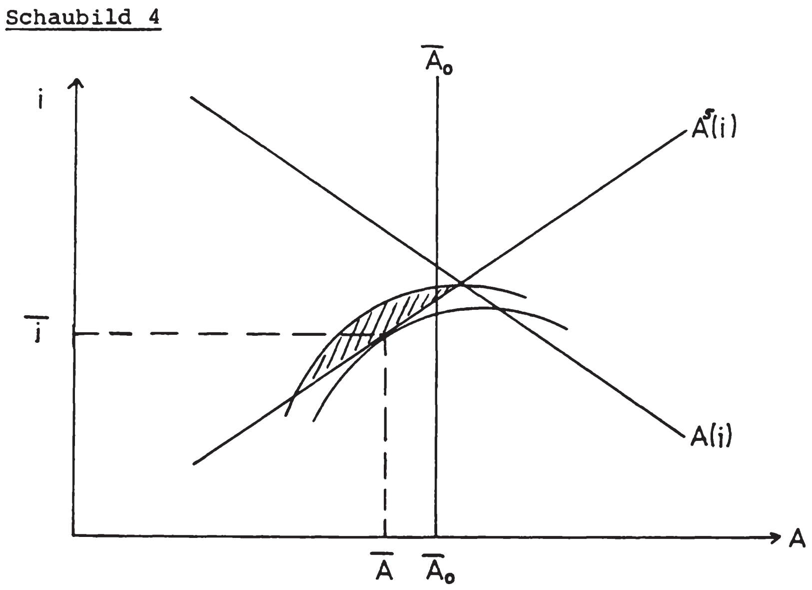
4.4 Staatliche Auflagen im Bildungswesen

Erhöhte Anforderungen an die Ausbilder und die Ausbildungsstätten in den Betrieben und verschärfte Ausbildungsordnungen waren die ersten Reaktionen des Staates auf die Qualitätsdiskussion in der beruflichen Bildung Ende der sechziger Jahre. Da diese Auflagen für die Betriebe zusätzliche Nettokosten während der Ausbildungszeit bedeuten, kann die staatliche Aktivität als Forderung nach einem Mindestausbildungsangebot im Schaubild interpretiert werden.

---

1) Vgl. dazu M. Olson (1968).

Schaubild 4



$\bar{A}_o$ seien die durch staatliche Auflagen geforderten Mindestangebote an Ausbildung. Ein Mindetangebot $\bar{A}_o$ im Schaubild tangiert jeden Ausbildungsvertrag innerhalb der schraffierten Fläche, dessen Ausbildungsniveau links der Geraden $\overline{A_o A_o}$ liegt. Die Folge ist, daß diese Verträge aus dem Markt ausscheiden müssen.

Da nicht erwartet werden kann, daß Unternehmen kurzfristig die Anforderungen an Ausbilder und Ausbildungsstätten erfüllen können, und da bei hoher Fluktuation der Ausgebildeten, etwa aufgrund struktureller Lohnunterschiede zwischen einzelnen Wirtschaftsbereichen, eine Lockerung der Rationierung nicht möglich ist, werden die Angebote an Ausbildungsplätzen zurückgehen[1].

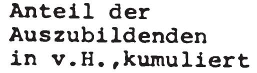
---

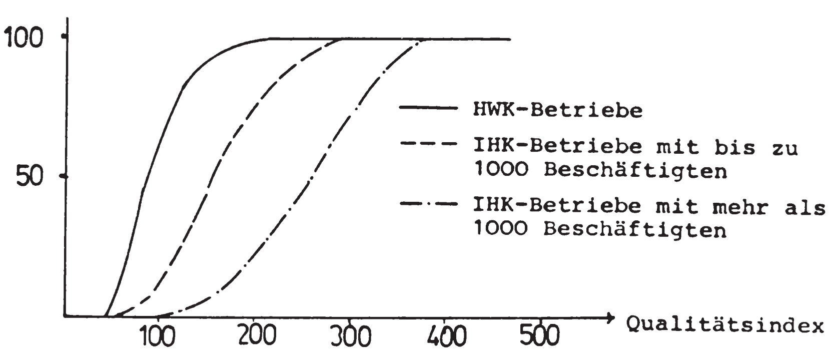
1) Der Einfluß der Berufsbildungspolitik auf den Lehrstellenrückgang wird angeführt bei W. Meyer (1977) und bei H. C. Harten (1977).

Dadurch erhöht sich das Freifahrerproblem auf dem Ausbildungsstellenmarkt und damit die Kündigungswahrscheinlichkeit der ausgebildeten Arbeiter. Die Folge kann sein, daß die bestehen bleibenden Ausbildungsverträge, die vor den staatlichen Auflagen Angebote größer $\bar{A}_o$ machten, einer zusätzlichen Rationierung unterliegen. Staatliche Auflagen zur Erreichung einer Mindestqualität der Berufsausbildung besitzen daher die Gefahr, daß sich das Angebot an Ausbildungsplätzen auf dem Markt verringert, und daß die Ausbildungsaufwendungen bei den bestehenden Verträgen gesenkt werden.

Insbesondere die Sachverständigenkommission "Kosten und Finanzierung der außerschulischen beruflichen Bildung" (Betriebserhebung 1972) hat die Qualität der betrieblichen Ausbildungsleistungen untersucht. Sie arbeitet mit zwei Qualitätsbegriffen, einer Inputqualität, welche die notwendigen Inputfaktoren für eine qualitativ gute Ausbildung mißt und einer Outputqualität, die die Qualifikation eines Ausgebildeten messen soll. Über die Qualität der Ausbildung in verschiedenen Wirtschaftszweigen gibt Schaubild 5 Aufschluß.

Schaubild 5: **Index der Inputqualität nach Ausbildungsverhältnissen; kumulierte Häufigkeiten**



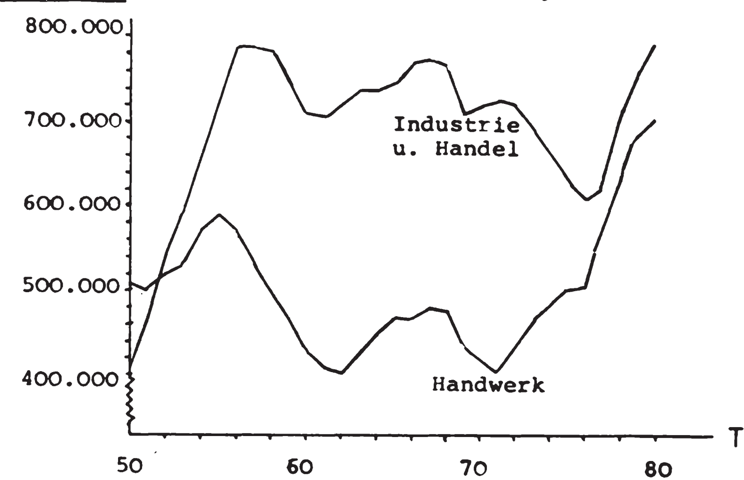


aus: W. Meyer (1977), S. 107

Die Inputqualität ist also in den Handwerkskammerbetrieben am niedrigsten; bei den IHK-Betrieben ergeben sich signifikante Qualitätsunterschiede nach Betriebsgrößen. Der niedrigste Qualitätsindex im Handwerk ist, genau wie der noch zu beschreibende Legalitätsindex der Sachverständigenkommission, als Ergebnis einer zusätzlichen Rationierung der Ausbildungsaufwendungen zu interpretieren, die erforderlich ist, um die hohe Fluktuation ausgebildeter Arbeiter vom Handwerk zur Industrie zu kompensieren.[1]

Die seit 1971 gültigen erhöhten Anforderungen an Ausbilder und Ausbildungsstätten müßten insbesondere bei Handwerkskammerbetrieben zu einer Einschränkung des Ausbildungsplatzangebotes führen, falls die vorgestellte Theorie des Ausbildungsstellenmarktes die Realität gut abbildet. Schaubild 6 zeigt allerdings, daß die Zahl der Auszubildenden zwar in Industrie- und Handelsbetrieben abnimmt, aber im Handwerkskammerbereich ansteigt.

Schaubild 6: Auszubildende nach Ausbildungsbereichen



Quelle: Bundesinstitut für Berufsbildung, Heft 6, S. 38, 1978
Statistische Jahrbücher, laufende Jahrgänge

1) Vgl. zur Größenordnung der Fluktuation ausgebildeter Arbeitskräfte zwischen den Wirtschaftsbereichen die Untersuchung von H. Hofbauer, (1981).

Diese Entwicklung steht allerdings nur scheinbar im Widerspruch zur vorgestellten Theorie, denn bei Anwendung des von der Sachverständigenkommission entwickelten Legalitätsindexes zur Beurteilung der Einhaltung der staatlichen Auflagen ergibt sich folgendes: "Geht man davon aus, daß ein Betrieb nur ausbilden darf, wenn er 70 v.H. der möglichen Indexpunkte erhält, so dürften 1,9 v.H. der IHK-Betriebe mit 1000 und mehr Beschäftigten, 20,1 v.H. der IHK-Betriebe mit weniger als 1000 Beschäftigten und 43,8 v.H. der HWK-Betriebe nicht ausbilden."[1]

Unter der Annahme, daß die Handwerksbetriebe, die die staatlichen Auflagen nicht erfüllen, sich hinsichtlich der Zahl der angebotenen Ausbildungsplätze nicht von den anderen Handwerksbetrieben unterscheiden, müßten 43,8 % der Ausbildungsverhältnisse im Handwerkskammerbereich kurzfristig aus dem Markt ausscheiden. Ein geringerer Prozentsatz von Verträgen würde aufgrund struktureller Lohnunterschiede gegenüber der Industrie langfristig ausscheiden. Dies ist dann mit den theoretischen Überlegungen konsistent.

4.5 Die Bedeutung des dualen Charakters der beruflichen Ausbildung

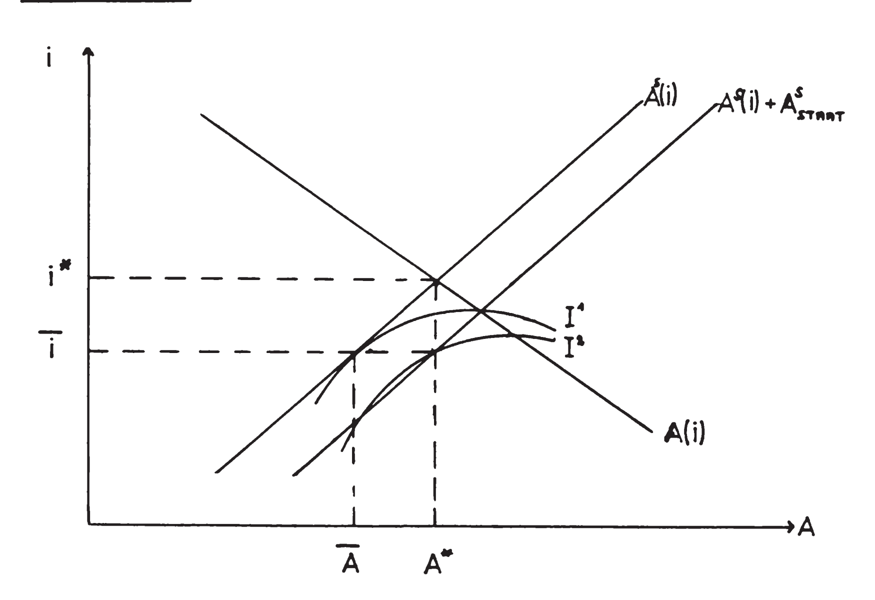
Eine Eigenart der beruflichen Ausbildung in der Bundesrepublik Deutschland liegt in der organisatorischen Trennung der Ausbildung in einen betriebspraktischen Teil, der von den Unternehmen finanziert wird, und einen schulischen Teil, der vom Staat getragen wird. Dieses betriebliche Ausbildungswesen hat sich aus der Zeit der Zünfte entwickelt. Im Zuge des Wegfalls von Lehrgeldzahlungen der Ausbildungsnachfrager begann der Staat aus Qualitätsüberlegungen heraus um die Jahrhundertwende Teile der beruflichen Ausbildung zu übernehmen, wodurch das

---

1) W. Meyer (1977), S. 115 Anmerkung 1.

heutige Duale System der Berufsausbildung geschaffen wurde. Begründet wurde die Einflußnahme des Staates im Ausbildungswesen u.a. mit der unzureichenden Qualifikation der Ausbilder, die bei technischem Fortschritt eine adäquate Vermittlung der nötigen Fertigkeiten nicht gewährleisten könnten. Wünscht der Staat also ein höheres Ausbildungsniveau, kann dies neben den bereits diskutierten Maßnahmen auch dadurch erfolgen, daß der Staat selbst komplementär zu den Betrieben Ausbildungsangebote macht. Im Schaubild hat dies folgende Bedeutung, sobald den Betrieben durch die Einführung der Berufsschule keine produktiven Zeiten der Auszubildenden verlorengehen.

<u>Schaubild 7:</u>



Für ein Ausbildungsangebot A* auf dem Ausbildungsstellenmarkt muß der Staat Investitionen in Höhe von $A^*-\bar{A}$ anbieten. (A^S_{STAAT}) Allokative Effizienz der Berufsausbildung in dem Sinne, wie sie auf einem Markt ohne freerider-Verhalten zustandekommen würde, erfordert also im Dualen System die finanzielle Übernahme der freerider-Konsequenzen der Unternehmen durch

den Staat. Ist das staatliche Ausbildungsangebot eine allgemein verwendbare Ausbildung, wird durch die Erhöhung der genannten Ausbildungsaufwendungen auf dem Markt das Kündigungsverhalten der Arbeiter nicht tangiert und die Unternehmen bieten weiterhin ihr rationiertes Ausbildungsniveau an.

Bei der bisherigen Argumentation wurde vernachlässigt, daß den Ausbildungsbetrieben durch die Einführung eines Dualen Berufsbildungssystems oder durch dessen Erweiterung Kosten entstehen, falls zusätzliche Berufsschulstunden zu Lasten produktiver Zeiten der Auszubildenden gehen.

H. Pieper[1)] hat in einem Kostenmodell der beruflichen Ausbildung errechnet, wie sich eine Erhöhung des fachtheoretischen Unterrichts in Berufsschulen um 183,5 Stunden pro Jahr auf die Nettokosten der Betriebe auswirkt. Die Stundenzahl 183,5 ist die durchschnittliche fachtheoretische Unterrichtszeit in Betrieben der Industrie- und Handelskammern mit mehr als 1000 Beschäftigten gemäß den Erhebungen der Sachverständigenkommission "Kosten und Finanzierung der beruflichen Bildung". Für Betriebe, die bisher selbst fachtheoretischen Unterricht angeboten haben, ergeben sich in dem Modell durch die Verlagerung des Unterrichtes auf Berufsschulen Kosteneinsparungen, die je nach Betriebsgröße und Kammer zwischen 569 DM und 180 DM je Auszubildenden und Jahr schwanken. Liegt die Unterrichtszeit unter 183,5 Stunden pro Jahr, ergibt sich eine Verringerung der fachpraktischen Ausbildungszeit mit Produktionsbeiträgen der Auszubildenden und dadurch Erhöhungen der Nettokosten zwischen 12,60 DM und 144,20 DM pro Auszubildenden und Jahr. Damit ist der Nettoeffekt einer Erhöhung der Berufsschulzeit auf die Ausbildungskosten eindeutig negativ für Betriebe, die bereits fachtheoretische Ausbildung angeboten hatten. Die Veränderungen der Kosten sind in der folgenden Tabelle angegeben.

---

1) H. Pieper (1976), S. 222 ff.

	Auswirkungen einer Erhöhung des Berufsschulunterrichts um 183,5 Stunden pro Jahr auf die Nettoausbildungskosten je Auszubildenden und Jahr, in DM		
	IHK-Betriebe mit mehr als 1000 Beschäftigten	IHK-Betriebe mit weniger als 1000 Beschäftigten	HWK-Betriebe
Änderung der Unterrichtskosten im Betrieb	-568,81	-463,76	-179,91
Änderung der Kosten im Produktionsbereich	+ 12,60	+ 98,54	+144,19
Änderung der Nettokosten			
-gesamt	-556,21	-365,24	- 35.72
-v.H.	-8,4	-7,3	-1,4

Quelle: H. Pieper (1976), S. 225.

Nun gelten die berechneten Ergebnisse nicht für Betriebe, die keinen fachtheoretischen Unterricht anbieten; dies sind, insbesdonere im Handwerkskammerbereich, die meisten Betriebe, wie die nachstehende Tabelle zeigt.

	Ausbildungsbetriebe mit fachtheoretischem Unterricht, 1972		
	IHK-Betriebe mit mehr als 1000 Beschäftigten	IHK-Betriebe mit weniger als 1000 Beschäftigten	HWK-Betriebe
Betriebe mit theoretischem Unterricht	1214	26154	27368
Ausbildungsbetriebe	1307	60561	61868
Betriebe mit theoretischem Unterricht in v.H. aller Ausbildungsbetriebe	92,9	43,2	15,6

Quelle: H. Pieper (1976), S. 40.

Aufgrund der Angaben müßten nun für 84,4 v.H. der Ausbildungsbetriebe der Handwerkskammern und für 56,8 v.H. der ausbildenden IHK-Betriebe mit weniger als 1000 Beschäftigten bei einer Erhöhung der Berufsschulzeit zusätzliche Kosten durch die damit verbundene Kürzung der produktiven Zeiten der Auszubildenden auftreten. Demnach sind auch die Ergebnisse in Schaubild 7 zu korrigieren. Eine Ausweitung der Berufsschulzeit zur Steigerung der Ausbildungsqualität kann bei dadurch bedingten zusätzlichen Nettoausbildungskosten dazu führen, daß rationierte Ausbildungsverträge aus dem Markt ausscheiden bzw. einer weiteren Rationierung unterliegen. Dieser Effekt steht dann der ursprünglichen Erweiterung des Ausbildungsniveaus durch zu-

sätzliche Ausbildungsanteile entgegen, die Angebotsfunktion in Schaubild 7 verschiebt sich dadurch zum Teil wieder nach links.

Es darf nicht übersehen werden, daß die sich wegen den gestiegenen Durchfallzahlen entwickelte Diskussion über die Qualität betrieblicher Ausbildungsleistungen Ende der sechziger Jahre nicht nur auf das Rationierungsverhalten der Betriebe, sondern auch auf die staatlichen Angebote im Dualen System bezogen hat. Dies macht deutlich, daß die Lösung des Freifahrerproblems durch ein Duales System oder dessen Erweiterung nur zufällig eine optimale Allokation bieten kann; die Bestimmung des Staatsanteils bleibt ein ungelöstes Problem.

5. Abschließende Bemerkungen

Ausgehend von der Annahme, daß die betriebliche Ausbildung im Dualen System der Bundesrepublik Deutschland weitgehend eine allgemein verwendbare Ausbildung ist, wurde durch den Vergleich eines Ausbildungsvertrages mit einem Kreditvertrag gezeigt, wie Unternehmen auf das Risiko eines Betriebswechsels ausgebildeter Arbeiter reagieren.

Die theoretisch abgeleitete Rationierung der Nettoausbildungskosten durch deren Anpassung an die Mobilitätskosten der ausgebildeten Arbeiter und an die Einarbeitungskosten in Nichtausbildungsbetrieben erklärt bei positiver Korrelation der Ausbildungskosten mit dem Ausbildungsniveau die Diskussionen über die qualitativen Ausbildungsleistungen der Betriebe.

Ferner konnte theoretisch gezeigt werden, daß andere Finanzierungsformen der beruflichen Bildung, insbesondere eine Subventionierung der ausbildenden Betriebe und eine Besteuerung von Nichtausbildungsbetrieben dazu führen, daß die Ausbildungsangebote in den Betrieben erhöht werden.

Staatliche Qualitätsauflagen im Bildungswesen und eine Erweiterung der Unterrichtszeit in den Berufsschulen können dagegen unter den gemachten Annahmen im Modell dazu führen, daß Ausbildungsverträge aus dem Markt ausscheiden. Dies birgt die Gefahr, daß durch diese Maßnahmen das Ausbildungsplatzangebot aber auch die Aufwendungen je Ausbildungsplatz in den Betrieben verringert werden können.

Den ökonomischen Lösungen der Probleme der externen Effekte auf dem Ausbildungsstellenmarkt, wie Steuer- oder Subventionslösungen oder Zuweisungen von Nutzungsrechten ist daher der Vorzug zu geben.

Auch wenn die vorgestellte theoretische Interpretation des Ausbildungsvertrages empirische Phänomene erklären kann, muß doch beachtet werden, daß ein Partialmodell vorliegt, welches nur die Ausbildungsleistungen der Betriebe modelliert. Der Produktionsaspekt in den Betrieben sollte integriert werden, zumal nur über die Ableitung von Faktornachfragefunktionen Aussagen über das quantitative Ausbildungsplatzangebot und dessen Bestimmungsgründe getroffen werden können.

Anhang

Tabelle 1: Betriebe und Ausbildungsbetriebe nach Bundesländern, 1975

Bundesländer	Betriebe (1)	Ausbildungsbetriebe (2)	Anteil (2) an (1) in %
Schleswig-Holstein/ Hamburg	97710	24359	24,93
Nieder-sachsen/ Bremen	164433	53274	32,40
Nordrhein-Westfalen	329202	104782	31,83
Hessen	114162	33524	29,37
Rheinland-Pfalz/ Saarland	97467	35477	36,40
Baden-Württem-berg	204504	60821	29,74
Bayern	242193	81199	33,52
Berlin	42141	5667	13,45
Gesamt	1.311575	401318	30.06

Quelle: Bundesinstitut für Berufsbildung, Heft 6 (1978), S.89 f.

Tabelle 2:

Verbleibquote der ausgebildeten Arbeiter nach 3 Jahren im Ausbildungsbetrieb in v.H., 1972

	Mittelwert	Standardabweichung
Gesamt	43,5	35,0
Wirtschaftszweige		
- Industrie	51,3	33,2
- Handel	50,1	34,1
- Handwerk	37,3	35,0
Berufsgruppe		
- gewerblich	40,6	34,2
- kaufmännisch	49,5	35,8
Beschäftigtenzahl		
1 - 4	25,8	32,8
5 - 10	40,2	34,6
11 - 19	41,6	34,7
20 - 49	43,6	36,0
50 - 99	55,6	33,6
100 - 199	55,8	31,3
200 - 499	59,1	31,9
500 - 999	54,8	27,4
1000 - 4999	58,1	23,4
5000 und mehr	49,7	16,9

Quelle: U. Grünewald, G. Kohlheyer
Daten betrieblicher Berufsbildung
Materialien und statistische Analysen zur beruflichen Bildung, Bundesinstitut für Berufsbildung Heft 5, 1978, S. 48.

Literaturverzeichnis

Ackermann, K.-F. und K.D. Maier (1976), Stand und Entwicklungstendenzen der investitionstheoretischen Analyse einzelwirtschaftlicher Ausbildungsentscheidungen, Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis 28, S. 309-333.

Albach, H. (1978), Die Kosten der betrieblichen Berufsausbildung nach den Ergebnissen der Sachverständigenkommission, H. Albach (Hrsg.) Kostenrechnung der beruflichen Bildung Wiesbaden, S. 29-53.

Albach, H. (1974), Steuerliche Erleichterungen für betriebliche Maßnahmen der Berufsausbildung, Betriebs-Berater, Heft 32.

Barron, J.M. (1975), Search in the Labor Market and the Duration of Unemployment: Some Empirical Evidence, American Economic Review 65, S. 934-942.

Becker, G.S. (1962), Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, The Journal of Political Economy, Vol. LXX, Supplement S. 2.

Becker, G.S. (1964), Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education, New York.

Bödenhöfer, H.J. (1978), Finanzierungsprobleme und Finanzierungsalternativen der Bildungspolitik, Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, S. 129-161.

Bundesinstitut für Berufsbildung (1978), Zeitreihen zur Entwicklung des Berufsbildungssystems in der Bundesrepublik Deutschland, Materialien und statistische Analysen zur beruflichen Bildung, Heft 6.

Bundesminister für Bildung und Wissenschaft (1977), Bildungswesen im Vergleich, Materialien zur Bildungsplanung, Bonn.

Bundesminister für Bildung und Wissenschaft, Berufsbildungsbericht 1977, 1978, 1979, Bonn.

Burdett, K. (1978), The Theory of Employee Job Search and Quit Rates,American Economic Review 68, S. 212-220.

Clement, W. (1981), Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Schriften des Vereins für Sozialpolitik NF Bd. 113.

Coase, R.H. (1960), The Problem of Social Cost, Journal of Law and Economics, S. 1-44.

Franz, W. (1980), The Reservation Wage of Unemployed Persons in the Federal Republic of Germany: Theory and Empirical Tests, Discussion Paper No. 164-80, Universität Mannheim.

Franz, W. (1980a), The Supply of Apprenticeship Traning Positions in West Germany: Some Theoretical Considerations, Discussion-Paper No. 142-80, Universität Mannheim.

Harten, H. Ch. (1977), Strukturelle Jugendarbeitslosigkeit Bildungs- und Beschäftigungspolitische Konzeptionen und Maßnahmen, München.

Hegelheimer, A. (1977), Finanzierungsprobleme der Berufsausbildung, Stuttgart.

Jaffee, D.M. und T. Russel (1976), Imperfect Information, Uncertainty and Credit Rationing, Quaterly Journal of Economics, S. 651-666.

Jaffee, D.M. und F. Modigliani (1969), A Theory and Test of Credit Rationing, American Economic Review 59, S. 850-872.

Kempf, T. (1981), Zu einer ökonomischen Theorie des Ausbildungsstellenmarktes, unveröffentlichtes Manuskript, Universität Mannheim.

König, H. (1978), Job-Search-Modelle: Ein kritischer Überblick Teil I, Discussion Paper No. 106-78, Universität Mannheim.

Meyer, W. (1977), Ursachen des Lehrstellenrückgangs, Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, Band 4, Berlin.

Mincer, J. (1962), On-the-Job-Training: Costs, Returns and Some Implications, The Journal of Political Economy, 52, Nr. 5/2 S. 62 ff.

Oatey, M. (1970), The Economics of Training with Respect to the Firm, British Journal of Industrial Relations, Vol. 8, S. 1-21.

Oi, W. (1962), Labor as a Quasi-Fixed Faktor, Journal of Political Economy, S. 538-555.

Olson, M. (1968), Die Logik kollektiven Handelns, Tübingen.

Parsons, D.O. (1973), Quit Rates over Time: A Search and Information Approach, American Economic Review, 63 S. 390-401.

Parsons, D.O. (1972), Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates, Journal of Political Economy (80), S. 1120-1143.

Pieper, H. (1976), Umfang und Kosten der Ausbildung im betrieblichen Unterricht und betrieblichen Ausbildungswerkstätten, Bonn.

Sachverständigenkommission Kosten und Finanzierung der außerschulischen beruflichen Bildung (1974), Abschlußbericht, Bielefeld.

Sadowski, D. (1979), Das optimale Ausbildungsangebot. Zur ökonomischen Theorie der Bildungs- und Personalbeschaffungsplanung in Unternehmen, Habilitationsschrift, Universität Bonn.

Sadowski, D. (1979a), Zur Möglichkeit und Angemessenheit einer staatlichen Ausbildungsplatzförderungspolitik, Institut für Gesellschafts- und Wirtschaftswissenschaften der Universität Bonn, Betriebswirtschaftliche Abteilung.

Schellhaaß, H.M. (1979), Alternativen zur Ausbildungsfinanzierung am Beispiel des bezahlten Mannschaftssportes, Staat und Wirtschaft S. 651-671, Berlin.

Schmitz, E. (1973), Das Problem der Ausbildungsfinanzierung in der neoklassischen Bildungsökonomie, Berlin.

Siebert, H. (1978), Ökonomische Theorie der Umwelt, Tübingen.

Spence, M. (1974), Market Signalling, Harvard University Press.

Spence, M. (1974), Competitive and Optimal Responses to Signals: An Analysis of Efficiency and Distribution, Journal of Economic Theory, S. 296-332.

Stigler, G.J. (1961), The Economics of Information, Journal of Political Economy, 69, S. 213-225.

Stigler, G.J. (1962), Information in the Labor Market, Journal of Political Economy, 70, S. 94-105.

Weiblen, M. (1981), Staatliche Ausbildungsplatzpolitik, Steuerungs- und Finanzierungsfragen der beruflichen Bildung, Forschung und Praxis Beruflicher Bildung 8, Frankfurt.

Weiermaier, K. (1977), Economic Determinants of Training and the Debate over Training Policy Options in West Germany, International Journal of Social Economics, 4, S. 50-77.

Winterhager, W.D. (1969), Kosten und Finanzierung der beruflichen Bildung, Stuttgart.

Die Berufsausbildungsabgabe - Theoretische Analyse einer " Schubladenabgabe "

Wolfgang Franz

Sichere Wahrheit erkannte kein Mensch
und wird keiner erkennen - es ist
alles durchwebt von Vermutung

Xenophanes, 5. Jhrd. v. Chr.

1. Einführung

Eines der Instrumente des "Gesetzes zur Förderung des Angebots an Ausbildungsplätzen in der Berufsausbildung" (1976) war die Berufsausbildungsabgabe. Sie konnte von der Bundesregierung erhoben werden, wenn das Angebot an Ausbildungsplätzen nicht um mindestens 12.5 v.H. höher als die Nachfrage nach diesen Stellen war. Tatsächlich ist diese Abgabe nie erhoben worden, obwohl die Voraussetzungen in Form eines Ausbildungsplatzdefizits gegeben waren. Mehr noch, im Zuge des Urteils des Bundesverfassungsgerichts Ende 1980, daß das oben genannte Gesetz aus formaljuristischen Gründen nicht verfassungskonform sei, wurde das Instrument der Berufsausbildungsabgabe seitens der Bundesregierung ersatzlos aus dem Maßnahmenkatalog gestrichen. Es muß daher davon ausgegangen werden, daß die Existenz dieser oder ähnlicher Maßnahmen eine Episode bleiben wird.

Trotzdem verbleiben für eine theoretische Analyse der Determinanten des Angebots an Berufsausbildungsplätzen zwei nicht unwichtige Fragestellungen. Zum einen kann untersucht werden, wie die Berufsausbildungsabgabe auf das Lehrstellenangebot gewirkt hätte, wenn die Bundesregierung von dieser Maßnahme Gebrauch gemacht hätte. Zweitens ist zu fragen, ob nicht die Möglichkeit des Einsatzes dieser Maßnahme respektive die diesbezügliche Drohung der Bundesregierung als solche nicht bereits einen Effekt auf das Lehrstellenangebot gezeigt hat - etwa dergestalt, daß, um der Entrichtung dieser Abgabe zuvorzukommen, die Unternehmen ihr Angebot an Berufsausbildungsplätzen ceteris paribus erhöht haben.

Dieser Beitrag versucht, beiden Problemen mit Hilfe einer mikroökonomischen Partialanalyse nachzugehen. Die gewonnenen Ergebnisse sind indessen unvollständig und vorläufig, weil nur mögliche Reaktionen einzelner Unternehmen untersucht werden und Rückwirkungen beispielsweise der Verausgabung der Einnahmen aus der Erhebung der Abgabe außer Betracht bleiben und weil empirische Tests der hier formulierten Hypothesen nicht durchgeführt werden (können). Im Abschnitt 2 wird ein theoretisches Modell des gewinnmaximalen Angebots an Berufsausbildungsplätzen vorgestellt und einige Effekte der dieses Angebot bestimmenden Determinanten diskutiert. Der Abschnitt 3 enthält eine theoretische Analyse sowohl der Möglichkeit einer Erhebung der Berufsausbildungsabgabe als auch der Wirkungen, die diese Abgabe dann auf das Lehrstellenangebot haben würde. Der Beitrag schließt mit einer Zusammenfassung und einigen wirtschaftspolitischen Implikationen.

2. Das optimale Angebot an Berufsausbildungsplätzen

In diesem Abschnitt wird ein einfaches theoretisches Modell eines gewinnmaximierenden Unternehmens und des daraus folgenden, optimalen Lehrstellenangebots entwickelt. Daran anschließend wird untersucht, welche Wirkungen sich aus veränderten Werten der das Lehrstellenangebot bestimmenden Determinanten ergeben. Schließ-

lich werden einige Modifikationen und Erweiterungsmöglichkeiten des Modells diskutiert.

2.1 Das theoretische Modell

Unterstellt sei eine gewinnmaximierende Firma, die neben dem Produktionsfaktor Kapital insgesamt drei Arten von Arbeitsleistungen zur Produktion einsetzt. Als erste Gruppe werden Auszubildende beschäftigt, deren Ausbildungszeit auf 1 Zeitperiode normiert wird. Nach dieser Ausbildungszeit verbleiben sie entweder im Unternehmen - und bilden damit die zweite Gruppe, nämlich die im Unternehmen ausgebildeten Facharbeiter - oder das Arbeitsverhältnis wird nicht verlängert, sei es, daß der Jugendliche kündigt, oder sei es, daß das Unternehmen eine Übernahme ablehnt. Als dritte Gruppe von Arbeitskräften sind die außerhalb des Unternehmens ausgebildeten Facharbeiter anzusehen. Es wird vereinfachend Homogenität der Arbeitskräfte innerhalb jeder Gruppe angenommen und unterstellt, daß außer den Auszubildenden keine weiteren nicht ausgebildeten Erwerbstätige beschäftigt werden.

Die zeitliche Kumulation von im Unternehmen ausgebildeten Facharbeitern kann wie folgt dargestellt werden. In der Zeitperiode 1 werden L_1 Auszubildende eingestellt, von denen nach Beendigung ihrer Ausbildung in der zweiten Zeitperiode $w \cdot L_1$ als nunmehr ausgebildete Facharbeiter im Unternehmen verbleiben. Außerdem werden in der 2. Zeitperiode L_2 neue Auszubildende eingestellt. Insgesamt ergibt sich im zeitlichen Ablauf:

1. Zeitperiode : L_1
2. Zeitperiode : $wL_1 + L_2$
3. Zeitperiode : $w^2L_1 + wL_2 + L_3$

⋮

n-te Zeitperiode : $L_n + \sum_{t=1}^{n-1} w^{n-t} L_t$

Das Symbol w bezeichnet mithin die Verbleibquote, d.h. die Wahrscheinlichkeit, daß der Betreffende am Ende der jeweiligen Zeitperiode im Unternehmen bleibt. Die Verbleibquote muß nicht konstant sein. Ist sie zeitlich variabel und führt man zusätzlich ein Subskript 1 ein, das die erste Gruppe von Arbeitskräften kennzeichnet, so ergibt sich für die n-te Zeitperiode:

$$L_{1n} + \sum_{t=1}^{n-1} w_{1t}^{n-t} \quad L_{1t}.$$

Um Mißverständnisse zu vermeiden, sei daran erinnert, daß beispielsweise in der 2. Zeitperiode zunächst zwei Gruppen von Beschäftigten zu unterscheiden sind: L_{12} "neue" Auszubildende und $w_{11}L_{11}$ im Unternehmen ausgebildete <u>und</u> dort verbleibende Facharbeiter. Die dritte Gruppe nicht im Unternehmen ausgebildeter Facharbeiter L_{2t} hat analog eine Verbleibquote w_{2t}. Zunächst gehen wir davon aus, daß beide Übergangswahrscheinlichkeiten w_1 und w_2 zeitlich konstant und dem Unternehmen bekannt sind. Beide Annahmen werden später aufgegeben.

Die Produktivität der drei Arten von Arbeit kann unterschiedlich sein. Die Produktivität der im Unternehmen ausgebildeten Facharbeiter wird umso höher sein, je größer der Aufwand für die Berufsausbildung c_t^L je Auszubildenden in der betreffenden Ausbildungsperiode t gewesen ist. Der Input des Unternehmens in Ausbildung c_t^L umfaßt beispielsweise die Ausgaben für den Arbeitsplatz des Auszubildenden bzw. Lehrwerkstätten, Lehrmittel und Ausbilder, nicht aber die Ausbildungsvergütung, da nicht angenommen werden kann, daß eine generelle Anhebung dieses Entgelts die spätere Produktivität der Auszubildenden erhöht.

Unterstellt man eine Produktionsfunktion des CES-Typs, so ergibt sich auf Grund der obigen Überlegungen:

$$(1) \quad Y_t = [L_{1t}^{\mu} + \sum_{\substack{j=1 \\ t>j}}^{t-1} w_1^{\,t-j} \; L_{1j}^{\mu\lambda(c_j^L)} + L_{2t}^{\kappa} + K_t^{\xi} \,]^{\,1/\rho} \,,$$

wobei K den Kapitalbestand bezeichnet. Die Produktionselastizitäten μ,κ und ξ geben den Beitrag der Faktoren L_1, L_2 und K zum Produktionsergebnis an. Während die Auszubildenden in Höhe von L_{1t}^{μ} zum Output beisteuern, wird dieser Beitrag bei den im Unternehmen ausgebildeten Facharbeitern gewichtet mit einer Funktion $\lambda(c^L)$ der Ausbildungsaufwendungen des Unternehmens in der Zeitperiode, in der der Jugendliche ausgebildet worden ist.

Um die Analyse zu vereinfachen, gehen wir jedoch im folgenden von einem Zwei-Perioden-Modell und einer Substitutionselastizität in Höhe von 1 aus, so daß wir folgende Produktionsfunktion des Cobb-Douglas-Typs erhalten:

$$(2)\quad Y_\tau = (w_1^{\tau-t}\ L_{1t})^{\alpha\lambda(c_t^L)^{\tau-t}}\ L_{2\tau}^{\beta} K_\tau^{\gamma} \qquad \text{für } \tau=t,\ t+1.$$

Diese Annahme hat u.a. zur Folge, daß in t+1 keine Auszubildenden mehr eingestellt werden, da die Zeitperiode t+2, in der die höhere Produktivität der früheren Lehrlinge zum Einsatz kommt, außer Betracht bleibt.

Die Ausbildungskosten je Lehrling l_{1t} umfassen die Ausbildungsvergütung und die bereits erwähnten Ausbildungsaufwendungen c_t^L. Der Lohnsatz der übrigen Arbeitskräfte beträgt $l_{2\tau}$, die Kapitalnutzungskosten c_τ. Ausgeschiedene Arbeitskräfte müssen ersetzt werden, wobei Einstellungs- und Einarbeitungskosten anfallen, die proportional zum Lohnsatz der 2. Zeitperiode seien, d.h. $k \cdot l_{2t+1}$ mit $k>0$ und konstant. Diejenigen Auszubildenden, die im Unternehmen verbleiben, erhalten einen Lohnsatz l_{1t+1}, der proportional zu l_{2t+1} ist, d.h. $l_{1t+1} = v \cdot l_{2t+1}$. Wir unterstellen $v \geq 1$, um zuzulassen, daß die im Unternehmen ausgebildeten Facharbeiter auf Grund einer höheren Produktivität im Vergleich zu den übrigen Facharbeitern einen höheren Lohn als diese beziehen.

Die Kosten des Einsatzes aller Produktionsfaktoren in beiden Zeitperioden - abdiskontiert auf den Zeitpunkt t (r=Diskontrate) - betragen dann:

$$(3)\ L_{1t}\ \{l_{1t}+\frac{1}{1+r}\ [w_1 v + (1-w_1)(1+k)]\ l_{2t+1}\} \quad +$$

$$L_{2t}\ \{l_{2t}+\frac{1}{1+r}\ [w_2 + (1-w_2)(1+k)]\ l_{2t+1}\} \quad +$$

$$+\ c_t K_t + \frac{1}{1+r}\ c_{t+1}\ K_{t+1} \quad .$$

Vom abdiskontierten Umsatz

$$(4)\ p_t Y_t + \frac{1}{1+r}\ p_{t+1}\ Y_{t+1}$$

sind die Kosten gemäß Gleichung (3) zu subtrahieren. Dieser Ertrag ist als Zielfunktion unter der Nebenbedingung der Produktionsfunktion (2) zu maximieren.

2.2 Determinanten des optimalen Ausbildungsplatzangebotes

Das optimale Faktoreinsatzverhältnis zwischen L_{1t} und L_{2t} ist für eine gewinnmaximierende Firma wie folgt gegeben, wobei wir zunächst von einem in beiden Zeitperioden konstanten Kapitalbestand $\bar{K}$ ausgehen:

$$(5)\ \frac{L_{1t}}{L_{2t}} = \frac{l_{2t}+\frac{1}{1+r}\ [w_2+(1-w_2)(1+k)]l_{2t+1}}{l_{1t}+\frac{1}{1+r}\ [w_1 v+(1-w_1)(1+k)]l_{2t+1}} \cdot \frac{\alpha\, p_t Y_t + \frac{1}{1+r}\ [\beta+\alpha\lambda(c_t^L)]p_{t+1}Y_{t+1}}{\beta[p_t Y_t+\frac{1}{1+r}\ p_{t+1}Y_{t+1}]} \quad .$$

Betrachten wir zunächst den ersten Quotienten auf der rechten Seite von Gleichung (5). Das Faktoreinsatzverhältnis verändert sich zuungunsten der Auszubildenden, wenn deren Vergütung steigt, die zwar in l_{1t}, nicht aber in c_t^L enthalten ist. Weiterhin ist ein positiver Effekt zugunsten von L_{1t} erkennbar, wenn l_{2t} steigt, jedoch ist die Auswirkung eines höheren künftigen Lohnsatzes l_{2t+1} nicht eindeutig, sondern wird von den Verbleibwahrschein-

lichkeiten beeinflußt. Das Faktoreinsatzverhältnis L_{1t}/L_{2t} steigt bei größerem l_{2t+1} nur dann, wenn

(6) $[w_2+(1-w_2)(1+k)]l_{1t} > [w_1v+(1-w_1)(1+k)]l_{2t}$,

d.h. je teurer die früheren Lehrlinge auf Grund eines höheren Lohnzuschlages v und einer niedrigeren Verbleibquote w_1 sind, um so geringer ist die Wahrscheinlichkeit, daß ein Anstieg von l_{2t+1} zu einem Anstieg des Ausbildungsplatzangebotes führt. Die Beantwortung der Frage, welchen Effekt schließlich die Trainingskosten c_t^L selbst auf das Faktoreinsatzverhältnis haben, hängt von dem Vergleich der gestiegenen Produktivität der im Unternehmen ausgebildeten Facharbeiter mit den höheren Ausbildungskosten ab. Ein Anstieg von c_t^L kann die Einstellung von Lehrlingen begünstigen, sofern der gewichtete Produktivitätsfortschritt die gewichtete Kostenerhöhung übersteigt, wobei die Gewichtung durch die Verteilung des Outputs auf die beiden Zeitperioden respektive durch die Relativpreise der Inputfaktoren gegeben ist. Es ist somit zumindest grob vereinfachend, wenn von einem Anstieg der Ausbildungskosten uno actu auf einen daraus folgenden Rückgang des Lehrstellenangebots geschlossen wird. Die Verteilung der Produktion auf die beiden Zeitperioden t und t+1 hat insofern eine Wirkung auf das Faktoreinsatzverhältnis, als eine höhere Produktion in t+1 ceteris paribus zu einer höheren Nachfrage nach Auszubildenden in t führt (wenn $\lambda(c_t^L) \geq 1$), da gerade in t+1 die höhere Produktivität dieser Personen voll zum Einsatz kommt. Schließlich führt die Annahme eines zeitlich variablen Kapitalbestandes K_τ (τ= t, t+1) zu einer durch die Relativpreise: Kapitalnutzungskosten und Lohnkosten bestimmten Substitutionsmöglichkeit zwischen den Inputfaktoren Arbeit und Kapital. Steigen beispielsweise die Kapitalnutzungskosten in t+1, so wird Kapital durch im Unternehmen ausgebildete Facharbeiter als dem produktivsten Produktionsfaktor ersetzt.

2.3 Erweiterungen des Modells: Mengenabhängige Preise, Unsicherheit und endogene Verbleibquote

In diesem Abschnitt werden einige Erweiterungsmöglichkeiten des oben dargestellten Modells diskutiert. Zunächst mag die Annahme vollständiger Konkurrenz auf dem Absatz- und Beschaffungsmarkt unrealistisch sein. Produktpreis und Faktorpreise mögen vielmehr von den angebotenen bzw. nachgefragten Mengen abhängig sein. Dies kann mit Hilfe der folgenden funktionalen Beziehungen und Elastizitäten formalisiert werden.

$$(7a)\quad p_\tau = p_\tau(Y_\tau) \text{ mit } \eta_\tau = \frac{dp_\tau}{dY_\tau} \cdot \frac{Y_\tau}{p_\tau}, \quad \tau = t, t+1$$

$$(7b)\quad l_{1t} = l_{1t}(L_{1t}) \text{ mit } \varepsilon_{1t} = \frac{dl_{1t}}{dL_{1t}} \cdot \frac{L_{1t}}{dl_{1t}}$$

$$(7c)\quad l_{2t} = l_{2t}(L_{2t}) \text{ mit } \varepsilon_{2t} = \frac{dl_{2t}}{dL_{2t}} \cdot \frac{L_{2t}}{l_{2t}}$$

$$(7d)\quad l_{2t+1} = l_{2t+1}(L_{1t}, L_{2t}) \text{ mit } \varepsilon_{1t+1} = \frac{\partial l_{2t+1}}{\partial L_{1t}} \cdot \frac{L_{1t}}{l_{2t+1}}$$

$$\varepsilon_{2t+1} = \frac{\partial l_{2t+1}}{\partial L_{2t}} \cdot \frac{L_{2t}}{l_{2t+1}} .$$

Der Lohnsatz l_{2t+1} wird beeinflußt von der Neunachfrage des Unternehmens nach Facharbeitern, um die ausgeschiedenen Arbeitskräfte $(1-w_1)L_{1t}+(1-w_2)L_{2t}$ zu ersetzen. Da w_1 und w_2 konstante Größen sind, gilt die Relation (7d).

Die Einbeziehung dieser Überlegung verändert das optimale Faktoreinsatzverhältnis (5) zu Gleichung (8). Die Faktorpreiselastizitäten bewirken keine substantielle Änderung der bisherigen Resultate. Das Faktoreinsatzverhältnis ändert sich zugunsten der Auszubildenden, wenn ε_{1t} sinkt und ε_{2t} steigt. Der Effekt von ε_{1t+1} und ε_{2t+1} ist indessen nicht eindeutig, sondern wird von

den übrigen Variablen des Systems mitbestimmt. So führt

$$(8)\quad \frac{L_{1t}}{L_{2t}} = \frac{l_{2t}(1+\varepsilon_{2t})+\frac{1}{1+r}[F_2(1+\varepsilon_{2t+1})+F_1\varepsilon_{1t+1}]}{l_{1t}(1+\varepsilon_{1t})+\frac{1}{1+r}[F_1(1+\varepsilon_{1t+1})+F_2\varepsilon_{2t+1}]}$$

$$\frac{\alpha M_t+\frac{1}{1+r}[\beta+\alpha\lambda(c_t^L)]M_{t+1}}{\beta[M_t+\frac{1}{1+r}\;M_{t+1}]}$$

$$\text{mit}\quad F_1 = [w_1 v + (1-w_1)(1+k)]\; l_{2t+1}$$

$$F_2 = [w_2 + (1-w_2)(1+k)]\; l_{2t+1}$$

$$M_\tau = p_\tau(1+\eta_\tau)Y_\tau\;,\quad \tau=t,t+1$$

$$(9)\quad (1+r)\;[l_{1t}(1+\varepsilon_{1t}) - l_{2t}(1+\varepsilon_{2t})] \;>$$

$$\{[w_2+(1-w_2)(1+k)] - [w_1 v+(1-w_1)(1+k)]\}\; l_{2t+1}$$

beispielsweise eine höhere Elastizität ε_{2t+1} nur zu einem höheren Angebot an Ausbildungsstellen, wenn die Ungleichung (9) erfüllt ist. D.h. wenn wir vereinfachend $l_{1t}(1+\varepsilon_{1t})=l_{2t}(1+\varepsilon_{2t})$ und $v=1$ unterstellen, muß die Kündigungsrate der Auszubildenden geringer sein als die der übrigen Arbeitskräfte $(w_1>w_2)$.

Eine weitere Modifikation besteht in der Berücksichtigung von Unsicherheit des Unternehmens beispielsweise über die Nachfrageentwicklung nach seinem Produkt. Der Preis kann dann als eine Zufallsvariable mit Dichtefunktion $f(p)$ und Mittelwert $\bar{p}$ angesehen werden. Bezeichnet man mit u_τ einen additiven stochastischen Störterm mit $E(u_\tau)=0$, so ist die modifizierte Nachfragefunktion unter Unsicherheit durch

(10) $p_\tau = g(Y_\tau) + u_\tau \quad \tau=t,t+1$

gegeben.[1] Der Gewinn ist dann definiert als

(11) $\Pi(X,u) = R[Y(X)]-C(X)+u_t Y_t+ \frac{1}{1+r} u_{t+1} Y_{t+1}$,

wobei $R(\cdot)$ und $C(\cdot)$ die Umsatz- bzw. Kostenfunktion bezeichnen und X den Vektor der Inputfaktoren angibt. Das Ziel der Firma ist nun, den Erwartungswert einer gegebenen Nutzenfunktion, z.B.

(12) $U = \Pi(X,u) + \frac{1}{2} m [\Pi(X,u)-\Pi(X,0)]^2$

zu maximieren, in der $m<0$ den Grad der Risikoaversion kennzeichnet,[2] d.h.

(13) $E(u) = \Pi(X,0)+ \frac{1}{2} m \sigma_\Pi^2 \rightarrow \max$!

Es läßt sich zeigen, daß eine abnehmende Risikoaversion ceteris paribus den Unternehmer zu höherer Produktion veranlaßt. Die damit einhergehende gestiegene Faktornachfrage kann gemäß den obigen Erörterungen dann auch zu einem höheren Lehrstellenangebot führen.

Abschließend sei noch kurz auf eine mögliche Form der Endogenisierung der Verbleibquoten eingegangen. Der Unternehmer kann beispielsweise versuchen, durch eine höhere Entlohnung oder besser ausgestattete Arbeitsplätze die Kündigungsrate zu reduzieren. Nehmen wir an, $h \cdot l_{2t+1}$ $(h \geq 0)$ sei eine Zusatzleistung seitens der Firma in der Zeitperiode t+1 mit dem Ziel, daß eine ge-

---

1) Eine andere Möglichkeit wäre z.B. ein multiplikativer Störterm, d.h. $p_\tau=g(Y_\tau)(1+u_\tau)$.

2) Für weitere Einzelheiten vgl. z.B. die Studien von D.P. Baron (1970) und P.J. Dhrymes (1964).

ringere Anzahl von Arbeitnehmern die Firma verläßt. Diese Zahlung muß an alle Beschäftigten erfolgen, da kaum einer der Arbeitnehmer zu erkennen geben wird, ob er auch bei h=O oder nur bei h>O im Betrieb verbleiben wird.

Eine funktionale Beziehung für w_j, j=1,2 lautet dann:

$$(14)\quad w_j = w_j(h,Z) \quad \text{mit} \quad \frac{\partial w_j}{\partial h} > 0 \quad \text{und } j=1,2$$

wobei Z ein Vektor exogener Bestimmungsfaktoren der Verbleibquote ist. Da die Verbleibwahrscheinlichkeit im Intervall (O,1) liegen muß, ist eine Transformation erforderlich, die dies gewährleistet, z.B.:

$$(15)\quad w_j = 1-\exp[-(\frac{\rho_j}{2} h^2 + \delta_j)] \text{ mit } \rho, \delta > 0. \qquad j=1,2$$

ρ und δ sind Parameter und $\partial w_j/\partial h = h\ \rho_j(1-w_j)$. Der Einfluß des Zuschlagsatzes h auf die Verbleibwahrscheinlichkeit hängt somit von den absoluten Werten dieser Größen und einem Proportionalfaktor ρ ab.

Setzt man die Relationen (14) und (15) in die Kostenfunktion (3) ein und differenziert nach h, so ergibt sich:

$$(16)\quad \frac{\partial C}{\partial h} =$$

$$-l_{2t+1}\{L_{2t}kh\rho_2(1-w_2)-L_{1t}[(1+h)(v-1)-k]h\rho_1(1-w_1)\}$$

$$+l_{2t+1}\{L_{1t}[1-w_1(1-v)+L_{2t}]\}.$$

Der erste Ausdruck auf der rechten Seite von Gleichung (16) zeigt die Reduktion der Kosten, die die Einführung des Zuschlagsatzes h auf Grund der höheren Verbleibquote bewirkt, während der zweite Term die zusätzlichen Kosten eben dieses Zuschlagsatzes kennzeichnet. Es läßt sich außerdem ein kostenminimaler Zuschlagsatz h berechnen, der dann erreicht ist, wenn h gleich der Inversion

einer gewichteten Summe aller $\partial w_j/\partial h$ ist, wobei $L_{jt}(j=1,2)$ als Gewichte fungieren (für v=1).

Natürlich ist mit der Entlohnung nur eine Determinante der Verbleibquote erfaßt. Die bisherige Betriebszugehörigkeitsdauer, das Betriebsklima und der Ruf der Firma mögen mindestens ebenso wichtige Einflußfaktoren sein wie z.B. regionale Bindungen des Erwerbstätigen.

3. Theoretische Analyse der Berufsausbildungsabgabe

3.1 Gesetzliche Grundlage und Ausgestaltung der Abgabe

Das "Gesetz zur Förderung des Angebots an Ausbildungsplätzen in der Berufsausbildung" (Ausbildungsförderungsgesetz) v. 07.09.1976[1] bestimmt in § 1, daß zur Sicherung eines qualitativ und quantitativ ausreichenden Angebots an Ausbildungsplätzen finanzielle Hilfen gewährt werden können, deren Finanzierung nach § 3 dieses Gesetzes durch eine Berufsausbildungsabgabe zu bewerkstelligen ist. Voraussetzung für eine derartige finanzielle Hilfe ist generell, daß die Bundesregierung auf Grund des Berufsbildungsberichts feststellt, daß die bis zum 30. September eines vergangenen Kalenderjahres "insgesamt angebotenen Ausbildungsplätze die insgesamt nachgefragten Ausbildungsplätze um weniger als 12,5 vom Hundert übersteigen und daß eine wesentliche Verbesserung des Verhältnisses von Angebot und Nachfrage für das laufende Kalenderjahr nicht zu erwarten ist" (§ 2, Abs. 1). Die von Unternehmen zu erhebende Berufsausbildungsabgabe ist zwar so festzusetzen, daß die zur Finanzierung erforderlichen Mittel bereitgestellt werden, ihre Höhe darf jedoch 0,25 v.H. der Lohn- und Gehaltssumme (Bemessungsgrundlage mit einem Freibetrag von 400 000 DM) nicht überschreiten. Ausdrücklich sei erwähnt, daß

---

1) Bundesgesetzblatt I S. 2658, III 806-1.

Entgelte, die auf Grund von Berufsausbildungsverhältnissen gezahlt werden, in der Bemessungsgrundlage enthalten sind.

Gegen das Instrument der Berufsausbildungsabgabe wurden verfassungsrechtliche Bedenken geltend gemacht, die zu einem Normenkontroll-Antrag der Regierung des Freistaates Bayern beim Bundesverfassungsgericht führten. In dem Antrag wurde vorgebracht, daß es sich bei der Berufsausbildungsabgabe um eine Steuer handle und das Gesetz somit nach Artikel 104 des Grundgesetzes der Zustimmung des Bundesrates bedürfe (der das Gesetz auf Grund der damaligen Mehrheitsverhältnisse abgelehnt hätte). Das Bundesverfassungsgericht hat diesem Antrag insoweit nicht stattgegeben, als daß es die Berufsausbildungsabgabe als eine Sonderabgabe definiert und sie "gerade eben noch" (Stimmenverhältnis:5 zu 3) als verfassungsmäßig anerkannt hat. Trotzdem ist das Ausbildungsplatzförderungsgesetz für nichtig erklärt worden, weil es Regelungen des Verwaltungsverfahrens enthalte und damit zustimmungspflichtig sei.[1] Die Bundesregierung hat daraufhin im Januar 1981 dem Bundestag ein revidiertes Ausbildungsplatzförderungsgesetz zugeleitet, in dem der umstrittene Finanzierungsteil nicht mehr enthalten ist. Sie hat weiterhin erklärt, daß über die Finanzierungsregelung "langfristig diskutiert" werden müsse.[2]

Zum gegenwärtigen Zeitpunkt muß daher davon ausgegangen werden, daß vorläufig weder die Berufsausbildungsabgabe noch ein Substitut in den Maßnahmenkatalog zur Förderung der beruflichen Bildung aufgenommen wird.

---

1) Es ging dabei u.a. um Vorschriften über die Einsichten in Geschäftsbücher, über Lohnnachweise und deren Inhalt.

2) Frankfurter Allgemeine Zeitung Nr. 86, v. 11.04.1981.

Die Berufsausbildungsabgabe ist in keinem Jahr erhoben worden, obwohl die Voraussetzung in Form eines nicht ausreichenden Ausbildungsplatzüberschusses in jedem Jahr gegeben war (vgl. Tabelle 1). Die Bundesregierung hat gegenüber Forderungen (z.B. seitens der Gewerkschaften), diese Abgabe zu erheben, auf eine sich verbessernde Situation auf dem Ausbildungsstellenmarkt und auf die Wirksamkeit der Drohung mit einer solchen Abgabe verwiesen.

Tabelle 1: Angebot- und Nachfrage nach Ausbildungsplätzen

Jahr (September)	Angebot[a)]	Nachfrage[b)]	Angebotsüberschuß in v.H. der Nachfrage
1976	513 867	526 424	-2.39
1977	584 327	585 910	-0.27
1978	624 400	628 500	-0.65
1979	677 000	660 000	+2.58
1980	697 348	669 350	+4.18
1981	670 000	655 000	-2.29

a) Summe aus neu abgeschlossenen Ausbildungsverträgen und beim Arbeitsamt als unbesetzt gemeldeten Ausbildungsplätzen.

b) Summe aus neu abgeschlossenen Ausbildungsverträgen und beim Arbeitsamt gemeldeten,noch nicht vermittelten Bewerber für einen Ausbildungsplatz.

Quelle: Bundesministerium für Bildung und Wissenschaft, Berufsbildungsberichte, lfd. Jahrgänge; Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1980), Jahresgutachten 1980/81, Unter Anpassungszwang, Stuttgart, S. 67; Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1981), Jahresgutachten 1981/82, Investieren für mehr Beschäftigung, Stuttgart, S. 66.

3.2 Auswirkungen der Berufsausbildungsabgabe bei sicheren Erwartungen über die Wahrscheinlichkeit ihrer Anwendung

Die theoretische Analyse der Wirkungen der Berufsausbildungsabgabe beginnt zunächst mit der sehr vereinfachenden Annanme, der Unternehmer kenne die Wahrscheinlichkeit z, daß die Abgabe erhoben werde. Der Abgabesatz sei s, der Freibetrag bleibt zunächst unberücksichtigt. In diesem Fall muß der Term T_s in Gleichung (17) zu der Kostenfunktion (3) addiert werden. Das Symbol q bezeichnet den Anteil der Löhne und Gehälter an den gesamten Ausbildungskosten, da nur diese Kosten steuerpflichtig sind. Das gewinnmaximale Faktoreinsatzverhältnis ist dann durch Gleichung (18) gegeben, wobei alle Elastizitäten ε und η [vgl. (7)] gleich Null gesetzt wurden.

Um die Effekte der Berufsausbildungsabgabe herauszuarbeiten, muß der erste Ausdruck auf der rechten Seite von Gleichung (18) mit dem entsprechenden Term in Gleichung (5) verglichen werden. Unter Berücksichtigung der Berufsausbildungsabgabe ist der Zähler um $z \cdot s \; (l_{2t} + \frac{1}{1+r} l_{2t+1})$ und der Nenner um

$z \cdot s \; [q l_{1t} + \frac{1}{1+r} l_{2t+1} (1+w_1 v - w_1)]$ größer. Differentiation von L_{1t}/L_{2t} in Gleichung (18) nach s führt zu dem wenig überraschenden Ergebnis, daß eine positive Wirkung von der Berufsausbildungsabgabe auf das Faktoreinsatzverhältnis nur zu erwarten ist, wenn die Ungleichung (19) erfüllt ist, d.h. ceteris paribus je geringer der steuerpflichtige Lohnanteil q an den Ausbildungskosten l_{1t} ist. Dies bedeutet jedoch nicht notwendigerweise ein höheres Lehrstellenangebot, da Arbeit durch Kapital substituiert werden kann, das der Steuerpflicht nicht unterliegt. Um dieser Substitutionsmöglichkeit zu begegnen, wäre eine Veränderung der Bemessungsgrundlage sinnvoll, indem beispielsweise Kapitalkosten einbezogen, Vergütungen für Auszubildende und Ausbilder indessen außer Betracht bleiben. Um den letzteren Punkt zu verdeutlichen, so würde die Erhebung der Berufsausbildungsabgabe das Faktorein-

satzverhältnis L_{1t}/L_{2t} erhöhen, sofern $l_{2t} > \frac{1}{1+r} w_1 l_{2t+1} (v-1)$ und ql_{1t} nicht steuerpflichtig ist.[1)]

Es sei nochmals erwähnt, daß diese Ausführungen nur für Betriebe zutreffend sind, deren Bemessungsgrundlage den Freibetrag von 400 000 DM übersteigt. Für Firmen, die in geringerem Umfang über diesem Betrag liegen, bedeutet die Erhebung der Berufsausbildungsabgabe einen zusätzlichen Anreiz, Arbeit durch Kapital zu substituieren, um so der Steuer auszuweichen. Auch dieser Gesichtspunkt spricht für eine Einbeziehung der Kapitalkosten in die Bemessungsgrundlage.

Insgesamt gesehen kann mithin eine modifizierte Version einer Berufsausbildungsabgabe durchaus positive Wirkungen auf das Lehrstellenangebot haben, insbesondere dann, wenn man die Verausgabung der Mittel in Form von zusätzlichen Ausbildungsplätzen mit in die Betrachtung einbezieht. In ihrer bisherigen Ausgestaltung hätte die Erhebung der Berufsausbildungsabgabe als solche wahrscheinlich eher negative Auswirkungen auf die Beschäftigung und das Lehrstellenangebot gehabt.

---

1) Zur Verdeutlichung sei erwähnt, daß beispielsweise in der Metallindustrie in Nordwürttemberg/Nordbaden der durchschnittliche Wert von v zwischen 1974 und 1979 etwa 1.6 betrug. Bis zu einem Wert $l_{2t+1}/l_{2t}=1.66$ ist damit die obige Ungleichung für v=1.6 und für alle w_1 $(0 \leq w_1 \leq 1)$ und r $(r \leq 0)$ erfüllt.

$$(17)\quad T_s = z\cdot s \; \{[ql_{1t} L_{1t} + l_{2t} L_{2t}] + \frac{1}{1+r}[(1+w_1 v-w_1)L_{1t} + L_{2t}]l_{2t+1}\}$$

mit $o \leq z \leq 1,\ o \leq s \leq 0.025,\ o<q<1.$

$$(18)\quad \frac{L_{1t}}{L_{2t}} = \frac{l_{2t}(1+z\cdot s) + \frac{1}{1+r}[w_2 + (1-w_2)\cdot(1+k) + z\cdot s]l_{2t+1}}{l_{1t}(1+z\cdot s\cdot q) + \frac{1}{1+r}[w_1 v + (1-w_1)\cdot(1+k) + z\cdot s\;(1+w_1 v-w_1)]l_{2t+1}}$$

$$\cdot \frac{\alpha p_t Y_t + \frac{1}{1+r}[\beta + \alpha\lambda(c_t^L)]p_{t+1}Y_{t+1}}{\beta\,[p_t Y_t + \frac{1}{1+r}p_{t+1}Y_{t+1}]} .$$

$$(19)\quad \frac{l_{2t} + \frac{1}{1+r}l_{2t+1}}{l_{2t} + \frac{1}{1+r}[w_2 + (1-w_2)\cdot(1+k)]\,l_{2t+1}} > \frac{ql_{1t} + \frac{1}{1+r}(1+w_1 v-w_1)l_{2t+1}}{l_{1t} + \frac{1}{1+r}[w_1 v+(1-w_1)\cdot(1+k)]l_{2t+1}}$$

3.3 Auswirkungen der Berufsausbildungsabgabe bei endogener Wahrscheinlichkeit ihrer Erhebung

Eine exogen vorgegebene Wahrscheinlichkeit der Erhebung der Abgabe sowie sichere Erwartungen darüber sind nicht sehr realistisch und nur als ein Ausgangspunkt einer theoretischen Analyse zulässig. Im folgenden sollen daher zunächst Möglichkeiten der Endogenisierung dieser Wahrscheinlichkeit erörtert werden.

Da in der Mehrzahl aller Unternehmen der eigene Anteil am Gesamtangebot von Ausbildungsplätzen vergleichsweise gering sein dürfte, ist es nicht offenkundig, ob eine Endogenisierung überhaupt sinnvoll ist, d.h. ob der Unternehmer annimmt, die Wahrscheinlichkeit der Erhebung der Berufsausbildungsabgabe durch eigene Handlungen beeinflussen zu können. Folgt man der Theorie des Verhaltens von Mitgliedern einer Gruppe,[1] dann handeln Gruppenmitglieder, die ihre persönliche Wohlfahrt maximieren wollen, nicht unbedingt in der Weise, wie es das gemeinsame Gruppeninteresse erfordern würde, es sei denn, die Gruppe besteht nur aus wenigen Mitgliedern oder auf die Gruppenmitglieder wird ein Druck ausgeübt, sich gemäß dem Gruppenziel zu verhalten. Im vorliegenden Fall würden sich demnach die in Verbänden zusammengeschlossenen Unternehmen zwecks Vermeidung der Berufsausbildungsabgabe für ein höheres Angebot an Ausbildungsstellen aussprechen, jedoch im übrigen das individuelle Ausbildungsplatzangebot etwa gemäß den oben dargestellten Gewinnmaximierungsbedingungen bestimmen. Indessen scheint es nicht unrealistisch zu sein, davon auszugehen, daß von den Verbänden selbst eine wirksame Einflußnahme auf die einzelnen Unternehmen dahingehend ausging, durch ein höheres Lehrstellenangebot nicht nur das Ansehen der Unternehmen in der Öffentlichkeit zu verbessern, sondern auch die drohenden Ein-

---

1) Vgl. z.B. M. Olson (1968).

griffe des Staates und der Gewerkschaften abzuwehren.[1] Ein solches solidarisches Verhalten ist umso wirkungsvoller, je geringer die Anzahl der Außenseiter ist. Insofern kann es möglich sein, daß der einzelne Unternehmer davon ausgeht, durch sein eigenes höheres Lehrstellenangebot einen Beitrag zur Geschlossenheit gemeinsamen Handelns und damit zu Verhinderung der Berufsausbildungsabgabe zu leisten. Auf Grund der meist informellen Handhabung derartiger Verbandsinterna kann die vorgetragene Argumentation nur als Arbeitshypothese dienen, andererseits wollen wir die Möglichkeit nicht a priori ausschließen.

Unterstellen wir deshalb zunächst, daß die Wahrscheinlichkeit z der Erhebung der Abgabe durch

(20) $z_\tau = z_\tau(L_{1\tau}, u_\tau) \quad \tau = t, t+1$

gegeben sei, wobei die u_τ Zufallsgrößen mit $E(u_\tau)=0$ darstellen. Je höher $L_{1\tau}$, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit z_τ. Die Variable z_τ muß als Wahrscheinlichkeit stets im Intervall (0,1) liegen, welche Werte $L_{1\tau}$ und u_τ auch annehmen mögen. Folgende Transformation beispielsweise gewährleistet dies:

(21) $z_\tau = a\, e^{-bL_{1\tau}[1+(e^{u_\tau}-1)\, e^{u_\tau}]^{-1}} \qquad \tau = t, t+1$

Wir unterstellen Unabhängigkeit von $L_{1\tau}$ und u_τ und weiterhin, daß a und b Parameter mit $0<a<1$ und $b>0$ sind. Betrachten wir zunächst den Fall, daß u_τ immer gleich Null ist. Dann ist

(21a) $z_\tau = a\, e^{-bL_{1\tau}}.$

---

1) Ein verstärkter Einfluß der Gewerkschaften hätte sich z.B. dann ergeben, wenn diesen bei der Entscheidung über die Verwendung der in einem Fonds angesammelten Beträge zur Finanzierung der Berufsausbildung ein größeres Mitspracherecht eingeräumt würde.

Bietet der Unternehmer selbst keine Ausbildungsplätze an, so erwartet er, daß die Berufsausbildungsabgabe mit Wahrscheinlichkeit a erhoben wird. Diese Wahrscheinlichkeit kann natürlich kleiner als 1 sein und wird umso geringer, je höher sein eigenes Lehrstellenangebot wird, d.h. für $L_{1\tau}\to\infty$ gilt $z_\tau\to 0$. Wenn unterschiedliche Werte von u_τ einbezogen werden, so zeigt sich, daß für $u_\tau\to+\infty$ die Wahrscheinlichkeit gegen Null geht, während für $u_\tau\to-\infty$ gilt, daß $z_\tau\to a\exp(-bL_{1\tau})$, ein Wert, der nicht größer als 1 werden kann, da definitionsgemäß $L_{1\tau}\geq 0$. Für die Kombination $L_{1\tau}=0$ und $u_\tau=0$, ergibt sich ein Wert von $z_\tau=a$. Ein spezieller Fall für $L_{1\tau}=0$ und $u_\tau=0$ wäre $0<z\leq 0.5$, der durch die bekannte LOGIT-Transformation der Zufallsterme beschrieben werden kann, d.h.

$$(22)\quad z_\tau = a\, e^{-bL_{1\tau}}\,[1+e^{-u_\tau}]^{-1}\ .$$

Da a höchstens den Wert 1 annehmen kann, ergäbe sich als maximaler Wert für $z_\tau(L_{1\tau}=0,\ u_\tau=0)=0.5$. Da wir die Wahrscheinlichkeit nicht in dieser Weise eingrenzen wollen, rekurrieren wir auf die Beziehung (21).

Wie verändert sich das optimale Ausbildungsplatzangebot bei endogener Erhebungswahrscheinlichkeit der Berufsausbildungsabgabe? Die Beantwortung dieser Frage soll in zwei Schritten erfolgen. Zunächst gehen wir von sicheren Erwartungen bezüglich der Wahrscheinlichkeit der Erhebung der Abgabe aus, d.h. $u=0$ für alle τ. Unter dieser Annahme kann der Teil der Kostenfunktion, der den Anteil der Besteuerung reflektiert [siehe Gleichung (17)], umgeformt werden zu Gleichung (23). Da der Unternehmer in der zweiten Zeitperiode t+1 keine Lehrlinge beschäftigt ($L_{1t+1}=0$), beträgt $z_{t+1}=a$. Unter Berücksichtigung des Ausdrucks (23) ist das optimale Faktoreinsatzverhältnis nunmehr durch die Relation (24) gegeben. Wenn $\frac{dz}{dL_{1t}}=0$ gilt, dann reduziert sich das optimale Faktoreinsatzverhältnis (24) auf den durch Gleichung (18) gekennzeichneten Wert, da dann $\psi_t=b_t=0$.

Im Vergleich zu Beziehung (18) ist der Nenner des ersten Ausdrucks auf der rechten Seite um $z \cdot s[q\psi_t l_{1t} - bl_{2t}L_{2t}]$ größer. Da $\psi_t < 0$ wird der Nenner kleiner, d.h. ceteris paribus steigt das Faktoreinsatzverhältnis zugunsten der Auszubildenden. Dieser Effekt ist zwar umso gravierender, je höher die Reaktion von z auf einen Anstieg von L_{1t} ist, andererseits hängt er entscheidend von den Lohnsätzen l_{1t} und l_{2t} sowie von dem Anteil q der Löhne an den gesamten Ausbildungskosten ab. Anders formuliert, ein Unternehmen, das mit einer vergleichsweise höheren Kapitalintensität produziert, verändert sein Ausbildungsplatzangebot in geringem Umfang, wenn es davon ausgeht, daß ein höheres individuelles Lehrstellenangebot helfen würde, die Berufsausbildungsabgabe zu vermeiden.

$$(23)\quad TZ_s = z_t(L_{1t})\cdot s\cdot(ql_{1t}L_{1t}+l_{2t}L_{2t})+a\cdot s+\frac{1}{1+r}[(w_1v+(1-w_1)L_{1t}+L_{2t}]l_{2t+1}$$

$$(24)\quad \frac{L_1}{L_{2t}} = \frac{l_{2t}(1+z_ts)+\frac{1}{1+r}[w_2+(1-w_2)(1+k)+as]l_{2t+1}}{l_{1t}[1+z_tsq(1+\psi_t)]-bz_tsl_{2t}L_{2t}+\frac{1}{1+r}[w_1v+(1-w_1)(1+k)+as(w_1v+1-w_1)]l_{2t+1}}$$

$$\cdot\ \frac{\alpha p_t\ Y_t+\frac{1}{1+r}[\beta+\alpha\lambda(c_t^L)]p_{t+1}Y_{t+1}}{\beta[p_tY_t+\frac{1}{1+r}p_{t+1}Y_{t+1}]} \quad \text{mit } \psi_t = \frac{dz_t}{dL_{1t}}\cdot\frac{z_t}{L_{1t}}$$

$$(25)\quad TZ_s' = (z_t+u_t)\cdot s\{ql_{1t}L_{1t}+l_{2t}L_{2t}+\frac{1}{1+r}[(w_1v+(1-w_1)L_{1t}+L_{2t}]l_{2t+1}\}$$

3.4 Auswirkungen der Berufsausbildungsabgabe bei Unsicherheit bezüglich ihrer Erhebung

Die Annahme sicherer Erwartung bezüglich der Erhebungswahrscheinlichkeit ist wenig realistisch. In einem zweiten Schritt wollen wir deshalb die Auswirkungen von Unsicherheit untersuchen. Um die Symbolik in den Ableitungen nicht zu überladen, gehen wir jetzt von exogenen Erhebungswahrscheinlichkeiten aus, d.h. $\psi_t=0$.

Unter diesen Annahmen verändert sich der abgabeinduzierte Teil der Kostenfunktion [vgl. Gleichung (23)] zu der Beziehung (25) , wobei $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ und $0 < z_t+u_t < 1$. Die Gewinnfunktion Π^* ist nunmehr gegeben durch:

$$(26) \quad \Pi^*(X,u) = R[Y(X)]-C(X)-zsC^T(X)-uzsC^T(X).$$

Zur besseren Übersicht sei die Symbolik kurz wiederholt. X ist ein Vektor der Inputfaktoren Arbeit und Kapital, Y(X) die Produktionsfunktion und R(·) die Umsatzfunktion. C(X) stellt die Kostenfunktion ohne Abgabenelemente dar, während $C^T(X)$ die Kosten kennzeichnet, die zur Bemessungsgrundlage der Berufsausbildungsabgabe gehören. Der Abgabesatz beträgt s.

Wir unterstellen wiederum die Nutzenfunktion (12), nämlich:

$$(12) \quad U^* = \Pi^*(X,u)+ \frac{1}{2} m[\Pi^*(X,u)-\Pi^*(X,0)]^2,$$

wobei m den Grad der Risikoaversion angibt. Für den Erwartungswert des Nutzens erhalten wir einen analytisch einfachen Ausdruck, wenn wir annehmen, daß $E[uzsC^T(X)]=0$, d.h. wenn die Kovarianzen der Elemente alle gleich Null sind. Dies erscheint für eine mikroökonomische Partialanalyse keine zu einschneidende Restriktion, da a priori wenig dafür spricht,daß der Grad der Unsicherheit mit der Höhe des Satzes respektive der Wahrscheinlichkeit oder der Bemessungsgrundlage korreliert ist. Ge-

samtwirtschaftlich könnten gegen $E[uzsC^T(X)]=0$ insofern Bedenken geltend gemacht werden, da bei gegebenem Finanzierungsbedarf für die berufliche Bildung die Höhe des Abgabesatzes s nicht unabhängig von der gesamtwirtschaftlichen Höhe der Bemessungsgrundlage zu sein braucht - allerdings unter Berücksichtigung der gesetzlich festgelegten Maximalgrenze von $s=0,0025$.

Unter diesem Vorbehalt erhalten wir für den Erwartungswert des Nutzens:[1)]

$$(27)\quad E(U^*] = \Pi^*(X,0) + \frac{1}{2}\, m\sigma^2_{\Pi^*}$$

$$= \Pi^*(X,0) + \frac{1}{2}\, m\, [zsC^T(X)]^2 \sigma^2_u .$$

Die notwendige Bedingung für ein Maximum des Erwartungsnutzens lautet:

$$(28)\quad \frac{\partial \Pi^*(X,0)}{\partial X} + mz^2 s^2 C^T(X)\ \frac{dC^T(X)}{dX}\ \sigma^2_u = 0.$$

Der zweite Ausdruck auf der linken Seite ist negativ, wenn $m<0$ (Risikoaversion) und $dC^T(X)/dX>0$. Damit muß der Grenzgewinn bei Unsicherheit größer sein als bei Sicherheit, wenn (28) erfüllt sein soll. Bei abnehmendem Grenzgewinn bedeutet dies eine geringere Faktornachfrage und damit ceteris paribus ein geringeres Angebot an Berufsausbildungsplätzen. Bei Risikoaversion der Unternehmen führt daher eine größere Unsicherheit über die Wahrscheinlichkeit der Erhebung der Berufsausbildungsabgabe zu einem geringeren Lehrstellenangebot. Sind Unternehmen risikoneutral, so führt die Berücksichtigung von Unsicherheit zu keiner Revision

---

1) Vgl. auch P.J. Dhrymes (1964), S. 244. Um Stationarität zu gewährleisten, unterstellen wir weiterhin, daß $R[Y(X)]$ mit zunehmendem Y nicht abnimmt.

des Ergebnisses, das man bei Sicherheit der Erwartungen erhält. Im Fall von Risikofreude ($m>0$) kann das Lehrstellenangebot mit wachsender Unsicherheit steigen.[1] Wenn in einer rezessiven Konjunkturphase die Risikoaversion auch im Hinblick auf die Möglichkeit einer zusätzlichen Besteuerung steigt, so liefert die obige Theorie einen möglichen Erklärungsansatz für den Rückgang des Lehrstellenangebots in konjunkturellen Schwächeperioden. Es sei jedoch nochmals ausdrücklich vermerkt, daß sich diese Aussage nur auf den Effekt der Unsicherheit bezieht. Berücksichtigt man die Wirkungen endogener Erhebungswahrscheinlichkeiten, so kann sich - wie oben hergeleitet - ein konträrer Effekt auch in einer Rezession ergeben, nämlich dann, wenn die Unternehmen durch gemeinsames Handeln in Form eines höheren Lehrstellenangebots versuchen, der Anwendung der Berufsausbildungsabgabe zuvorzukommen.

Die Überlegungen zur Unsicherheit werden wesentlich komplizierter, wenn Unternehmen auf Grund ihrer Erfahrung mit der Handhabung der Berufsausbildungsabgabe seitens der Regierung davon ausgehen, die Wahrscheinlichkeit z besser prognostizieren zu können. Eine mehrmalige Nichtanwendung trotz Ausbildungsplatzdefizits kann die Vermutung aufkommen lassen, es handle sich nur um eine Drohung. Eine solche Meinung wird unterstützt, wenn sich die Regierung generell oder ein Teil der sie tragenden politischen Kräfte gegen zusätzliche steuerliche Belastungen der Unternehmen aussprechen. In diesem Fall kann die Unsicherheit erheblich reduziert werden, was ceteris paribus zu einem Anstieg der Berufsausbildungsplätze führt. Wenn - im Extremfall - die Unternehmen rationale Erwartungen bezüglich der Wahrscheinlich-

---

1) Die Entscheidung "kann" resultiert aus der hinreichenden Bedingung für ein Maximum. Für $m>0$ ergibt diese Bedingung dann kein Maximum, wenn $\partial^2\Pi^*(X,0)/\partial X^2+mz^2s^2\sigma_u^2\{[\partial C^T(X)/\partial X]^2+C^T(X)[\partial^2C^T(X)/\partial X^2]\}>0$. Dies ist bei Risikofreude ($m>0$) desto eher der Fall, je größer m und σ_u^2 sind.

keit haben, d.h. wenn sie die Politikregel der Regierung kennen,[1] dann werden ceteris paribus mehr Lehrstellen angeboten, weil keine Unsicherheit besteht (vorausgesetzt, Unternehmen sind risikoavers). Es wurde bereits erwähnt, daß die Berufsausbildungsabgabe nicht erhoben wurde, obwohl die Voraussetzungen gegeben waren. Der damit einhergehende Lernprozeß bezüglich der Erhebungswahrscheinlichkeit kann zu dem beobachteten Anstieg des Ausbildungsplatzangebots beigetragen haben (vgl. Tabelle 1). Aus dieser Überlegung heraus wäre es vermutlich besser gewesen, wenn das Ausbildungsplatzförderungsgesetz anstelle einer Kann-Bestimmung eine verbindliche Regelung enthalten hätte.

Ändert sich die Argumentation, wenn Unternehmen nicht risikoavers sondern risikofreudig sind ($m>0$)? In diesem Fall kann mit zunehmender Unsicherheit das Lehrstellenangebot steigen. Ein Lernprozeß wie oben beschrieben würde diesen positiven Effekt wieder reduzieren. Ist die Berufsausbildungsabgabe aus der Sicht der Regierung tatsächlich nur als Drohung ("Damoklesschwert") gedacht gewesen, so kann die Regierung die Unsicherheit durch eine auf Grund der bisherigen Erfahrung nicht voraussehbare und dem eigentlichen Vorsatz nicht entsprechende Erhebung der Abgabe aufrecht erhalten. Eine solche "stochastische" Anwendungsregel erscheint jedoch in ihrer politischen Durchsetzung wenig realistisch. Darüberhinaus halten wir die Möglichkeit, daß Unternehmen im allgemeinen risikofreudig sind, für weniger plausibel. Die Tatsache, daß Unternehmen Versicherungsverträge abschließen, unterstützt nicht die Annahme von Risikofreude.

---

1) Die Argumentation ist ziemlich analog zur Theorie der Wirtschaftspolitik bei rationalen Erwartungen der Wirtschaftssubjekte. Vgl. dazu R.J. Shiller (1978) und T.J. Sargent u. N. Wallace (1976).

4. Zusammenfassung und wirtschaftspolitische Implikationen

Die theoretische Analyse hat gezeigt, daß für die Wirkungsanalyse der Berufsausbildungsabgabe mehrere, zum Teil gegenläufige Effekte in Betracht gezogen werden müssen, deren Nettoeffekt angesichts fehlender quantitativer Größenordnungen für die meisten Determinanten nur vermutet werden kann.

Die Berufsausbildungsabgabe ist nie erhoben worden und Ende 1980 für die absehbare Zukunft aus dem Maßnahmenkatalog ersatzlos gestrichen worden. Die theoretische Wirkungsanalyse kann daher an zwei Fragestellungen anknüpfen. Einmal, welche Effekte hätte die Berufsausbildungsabgabe im Hinblick auf das Lehrstellenangebot gezeigt, wenn sie erhoben worden wäre, und - zweitens - welche Wirkungen gingen allein schon von der Möglichkeit als solcher aus, daß die Berufsausbildungsabgabe erhoben werden könnte?

Eine positive Wirkung der Erhebung der Abgabe auf das Lehrstellenangebot ist nur zu erwarten, wenn die Abgabe keine Substitutionsprozesse zwischen Arbeit und Kapital provoziert und die Bemessungsgrundlage der Abgabe nicht die Ausbildungskosten einschließt. Auf Grund dieser Überlegungen wäre eine Einbeziehung von Kapitalkosten in die Bemessungsgrundlage sinnvoll, während beispielsweise die Vergütung für die Auszubildenden und die Gehälter der Ausbilder außer Ansatz bleiben sollten. Unterstellt man, daß die Verausgabung der Mittel zu zusätzlichen Ausbildungsplätzen führt, so können insgesamt gesehen positive Wirkungen von der Erhebung einer modifizierten Berufsausbildungsabgabe auf das Lehrstellenangebot ausgehen. Bei der Art der bisherigen Ausgestaltung der Berufsausbildungsabgabe wären indessen ceteris paribus eher negative Auswirkungen auf die Beschäftigung und das Lehrstellenangebot zu erwarten gewesen. Zu beachten ist weiterhin, daß positive Effekte dieser Abgabe im Extremfall nur in einer reinen Strukturveränderung der Beschäftigten zugunsten beispielsweise von Jugendlichen und zu Lasten von älteren Arbeitnehmern bestehen können, sofern keine zusätzlichen Arbeitsplätze

geschaffen werden. Insoweit würden Maßnahmen auf dem Berufsausbildungssektor nur zu einer Redistribution des Arbeitslosigkeitsrisikos führen.

Auch von der Existenz der Berufsausbildungsabgabe allein können positive Wirkungen auf das Lehrstellenangebot ausgehen. Wichtig ist allerdings, daß die damit implizierte "Drohung" ernst genommen wird, d.h. daß die Regierung es den Unternehmen unmöglich macht, ihre Politikregel zu erkennen (wenn die Berufsausbildungsabgabe tatsächlich nur als Drohung gedacht war), oder daß sie vermeidet, daß dieser Eindruck entstehen könnte (wenn die Berufsausbildungsabgabe auch tatsächlich zum Einsatz kommen sollte.) Wie immer auch die Intention der Bundesregierung gewesen sein mag, auf Grund der Nichtanwendung der Abgabe trotz Ausbildungsplatzdefizits hat sie vermutlich die Auffassung gefördert, es handle sich nur um eine leere Drohung. Anders formuliert, die Erwartungsbildung bei den Unternehmern wurde dahingehend (subjektiv) sicherer, daß die Abgabe nicht erhoben wird. Mithin hat die Unsicherheit als solche abgenommen; dies führt bei Risikoaversion der Unternehmen ceteris paribus zu einem höheren Lehrstellenangebot.

Literaturverzeichnis:

Baron, D.P. (1970), Price Uncertainty, Utility, and Industrial Equilibrium in Pure Competition, International Economic Review 11, S. 463-480.

Dhrymes, P.J. (1964), On the Theory of the Monopolistic Multiproduct Firm Under Uncertainty, International Economic Review 5, S. 239-257.

Franz, W. (1981), Youth Unemployment in the Federal Republic of Germany, Theory, Empirical Results, and Policy Implications. An Economic Analysis, Habilitationsschrift, Mannheim.

Olson, M. (1968), Die Logik des kollektiven Handelns, Tübingen.

Sargent, T.J. und N. Wallace (1976), Rational Expectations and the Theory of Economic Policy, Journal of Monetary Economics 2, S. 169-184.

Shiller, R.J. (1978), Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models, Journal of Monetary Economics 4, S. 1-44.

Sinn, H.W. (1981), Ökonomische Entscheidungen bei Ungewißheit, Tübingen.

Arbeitseinkommen und Ausbildungsgrad in der Bundesrepublik Deutschland 1974 und 1977 im Lichte des Humankapitalansatzes - theoretische Probleme und ausgewählte empirische Befunde

Gernot Weißhuhn[1]

---

1. Vorbemerkungen

Im Zentrum dieses Beitrages steht die Diskussion des Humankapitalansatzes, vor allem in seiner spezifischen Formulierung als "Einkommensfunktion" ("earnings function"), die neben dem "rate of return"-Ansatz als empirisches Instrument zur Überprüfung von Hypothesen über den Zusammenhang von Einkommen und Ausbildungshöhe der Einkommensbezieher verwendet wird. Dieses theoretische Konzept erlangte in der angelsächsischen Bildungsökonomie rasch einen hohen Stellenwert[2], während in der deutschsprachigen entsprechenden Literatur der Ansatz nur punktuell

---

1) Ich danke an dieser Stelle Herrn Professor H. König, der mich aufgrund eines Vortrages an der Universität Mannheim zu dieser Arbeit angeregt hat.

2) Aus der langen Liste der Literatur zum "human capital approach" seien nur exemplarisch genannt: Klassisch: T.W. Schulz (1962), G.S. Becker (1975), L.W. Hansen (1970), J. Mincer (1958), M. Blaug (1976) G. Psacharapoulos (1973).

aufgenommen wurde[1] und erst später zunehmende Beachtung fand[2]. Diese Entwicklung dürfte zunächst auf die etwa ab 1970 (Volks- und Berufszählung mit Nettoeinkommensangaben) einsetzende Verbesserung der Datenbasis zurückzuführen sein, zumal in der Folgezeit zusätzliche Daten entweder generiert (Merge-Daten bei Helberger, 1978) oder in weiteren Großzählungen erhoben (Mikrozensen, Wohlfahrtssurvey 1978[3], Beschäftigungsstatistik[4] der Bundesanstalt für Arbeit) wurden.

Darüber hinaus findet der Humankapitalansatz aber auch zunehmendes Interesse aus arbeitsmarkttheoretischer Sicht. Ausgemacht werden können dabei grob gesprochen zwei sehr unterschiedliche Forschungsblickwinkel. Zum einen handelt es sich um den Versuch, qualifikationsdifferenzierte Einkommen bzw. deren Veränderungen in disaggregierte Modelle des Arbeitsmarktes aufzunehmen, um die Bilanzierung von Arbeitskräftemengen in kombinierten Manpower-/Social-demand-Ansätzen herkömmlicher Art um die Faktorpreisdimension zu erweitern. Dies erfordert die Bereitstellung von längeren Zeitreihen der Einkommensentwicklung unterschiedlicher Arbeitskräftekategorien sowie deren Berücksichtigung in der ökonometrischen Schätzung von disaggregierten Arbeitskräfte-

---

1) Vgl. K.P. Schmidt u. P. Baumgarten (1967), G. Brinkmann (1967), H. Kullmer u. W. Krug (1967).

2) Genannt seien: C. Helberger (1978), als Sammelwerk mit einer Reihe von aktuellen Beiträgen als Ergebnisse der Diskussionen des "Ausschuß Bildungsökonomie" des Vereins für Socialpolitik 1978 - 1980: W. Clement (1981)mit Arbeiten von G. Brinkmann, W. Krug, R. Lüdeke, H. Mäding, J. Naumann, G. Psacharopoulos, D. Sadowski, M. Wagner, H.-P. Widmaier.

3) Vgl. C. Helberger (1980).

4) Vgl. eine erste Auswertung: W. Clement, M. Tessaring, G. Weißhuhn (1980).

nachfragefunktionen - und wohl auch in Arbeitsangebotsfunktionen.[1] Obwohl dieses Analysefeld den theoretischen Rahmen des Becker-Mincer-Humankapitalansatzes überschreitet, da die Einkommensbestimmung nun nicht mehr in der reduzierten Form (und nur beschränkt auf das Bildungsinvestitionsverhalten schulischer sowie postschulischer Art) vorgenommen wird, sondern aufgelöst wird in Angebots- und Nachfragekomponenten des Arbeitsmarktes, so bildet die humankapitaltheoretische Betrachtungsweise dennoch einen wichtigen Baustein in der Arbeitsmarktanalyse, wenn das Angebotsverhalten der unterschiedlich qualifizierten Arbeitskräfte unter Berücksichtigung erwarteter Einkommensdifferentiale (und damit erwarteter Ausbildungsrenditen) modelliert wird.[2]

Auf der anderen Seite werden die jüngsten deutschsprachigen Ergebnisse zum Anlaß genommen, die humankapitaltheoretische Betrachtungsweise der Einkommensverteilung erneut einer kritischen Analyse zu unterziehen. Dabei handelt es sich um eine theoretische Kritik an den Annahmen des Becker-Mincer-Modellgebäudes[3] sowie um den Entwurf theoretischer Alternativen zur Erklärung des Zusammenhanges zwischen Ausbildung und Einkommen.[4] Hinzu tritt eine Detailkritik an den empirischen earnings-Analysen im Hinblick auf Meßprobleme[5] und Schätzverfahren.[6] Die-

---

1) Zur theoretischen Synthese vgl. z.B. W. Clement (1979).

2) Als beispielhaft seien Arbeiten von Freeman genannt: R.B. Freeman (1975), (1977).

3) Vgl. M. Wagner (1981) und ders. in W. Clement (1981), ferner E. Wegner (1981).

4) Vgl. dazu R. Lüdeke (1978), (1981).

5) Vgl. G. Brinkmann (1981).

6) Vgl. dazu: O Hübler (1979), K. Gerlach, O Hübler, H. Ollmann (1981).

ser Diskussionsstand verdient eine kritische Einschätzung einiger vorgetragener Einwände. Zuvor sei aber in überblicksartiger Form das humankapitaltheoretische Instrumentarium in seiner spezifischen Ausprägung als "Einkommensfunktion" sowie die implizierten Annahmen charakterisiert. Daran anschließend sollen einige wichtige Kritikpunkte näher beleuchtet werden, bevor abschließend einige neuere empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland dargestellt werden.

2. Der Humankapitalansatz in seiner spezifischen Form als Einkommensfunktion und seine Kritik

2.1 Der Modellansatz

Das Humankapitalmodell analysiert den Zusammenhang von Einkommenshöhe und Ausbildungsniveau. Dieser ganz allgemeine Zusammenhang kann auf sehr verschiedene Art und Weise spezifiziert und getestet werden. Ausgegangen wird von einer Übertragung des Investitionskalküls auf Ausbildungsentscheidungen (individuelle Entscheidungen bezüglich der allgemeinen Ausbildung und betriebliche im Hinblick auf betriebsspezifische Ausbildung). Konzentriert man sich auf die individuelle Seite, so gelangt man zu folgendem Schätzansatz für Ausbildungsrenditen aufgrund der bekannten Hypothese[1])

$$\ln Y_s = \ln Y_o + r \cdot s \tag{1}$$

(mit Y_s als Einkommen einer Person mit s Schuljahren, Y_o als Basiseinkommen, das ohne Ausbildung erzielt wird und r als Rendite eines zusätzlichen Schuljahres). Erweitert wird dieser Ansatz durch die Berücksichtigung von Postschul-Investitionen während der Zeit der Erwerbstätigkeit (Berufsjahre nach Schulabschluß -"experience"), wobei sich unter bestimmten Annahmen

1) Vgl.: J. Mincer (1974), S. 9 f.

über diesen Investitionsverlauf ein erweitertes Schätzmodell in der Form

(2) $$\ln Y_t = b_o + b_1 \cdot s + b_2 \cdot t + b_3 \cdot t^2$$

mit t als "experience"-Variable und b_1 als Schulrendite, b_2 und b_3 als Parameter für den Einfluß der Berufsjahre nach Schulabschluß, in denen implizit die Annahme linear abfallender Postschulinvestitionsanteile enthalten ist.[1)]

Dieses Modell, vor allem die Schätzbarkeit der Parameter, wird durch eine Reihe von einschneidenden Prämissen erkauft.[2)] Vorab ist anzumerken, daß der theoretische Geltungsbereich dieses Ansatzes nicht auf die Erklärung des individuellen (mikroökonomischen) Bildungsentscheidungsverhaltens und der personellen Einkommensverteilung beschränkt ist - ein Eindruck, der in einigen

---

1) Vgl. die Ableitung im einzelnen bei J. Mincer (1974), S. 11 f., sowie G.S. Becker u. B.R. Chiswick (1966).

2) Allerdings erlaubt die multivariate Analyse die Abspaltung des Einflusses der Ausbildungshöhe auf die Einkommen. Dieses Verfahren ist daher allen bisher erfolgten Ansätzen zur Renditenermittlung (auf der Grundlage der Methode von Schmidt/ Baumgarten; eine neue Version findet sich bei H.J. Bodenhöfer(1981), S. 305 vorzuziehen. Sie scheint überlegen, da die zuvor genannten Verfahren die Einkommensdifferenzen, die zwischen Arbeitskräftegruppen mit unterschiedlicher Ausbildung ermittelt wurde, als vollständig bildungsinduziert annehmen, andere Einflußvariable jedoch nicht kontrolliert werden können. "Bildungsspezifische Einkommenschancen" (vgl. H.J. Bodenhöfer (1981), sind mit dieser Methodik daher nicht quantifizierbar. (Entsprechend verfährt auch die Arbeit von W. Kuna (1980), S. 129 f.)

Arbeiten durchaus entstehen kann.[1] Umgekehrt wird dieser Ansatz bisweilen allein auf die Analyse des betrieblichen Bildungsinvestitionsverhaltens unter Berücksichtigung einer grenzproduktivitätstheoretischen Erklärung der Lohnstruktur bezogen.[2][3] Die vorliegende Betrachtung klammert betriebliche Ausbildungsinvestitionen aus, obwohl in der "experience"-Variablen der Einkommensfunktion diese eine Rolle spielen, aber die reduzierte Form des Ansatzes dies - neben anderen strukturellen Zusammenhängen - verdeckt.

2.2 Zur Detailkritik der Modellannahmen

Wesentliche Annahmen des Modells in seiner Version mit experience-Variablen sind:

- Die Zahl der Arbeitsjahre der betrachteten Individuen sei gleich.
- Die Gegenwartswerte der Lebenseinkommen unterschiedlich aus-

---

1) Vgl. z.B. R. Lüdeke in W. Clement (1981).

2) S. z.B. die Interpretation des Humankapitalansatzes bei B. Wanik (1981), S. 45 ff.

3) Vgl. ferner einen erweiterten Ansatz zur Erklärung betrieblicher Bildungsinvestitionen unter Berücksichtigung von allgemeinbildenden und arbeitsplatzspezifischen Bildungsinvestitionen des Unternehmens sowie einer Reputationszielfunktion bei D. Sadowski (1980). Das dort entwickelte Instrumentarium zielt auf eine dynamische Erklärung betrieblicher Bildungsausgaben unter Berücksichtigung der Effekte von Finanzierungs- bzw. Amortisationsprozessen von Bildungsinvestitionen auf die Fluktuation und Mobilität der Arbeitnehmer (s.S. 120). Trotz der Eleganz des vorgestellten Ansatzes und seiner Lösung müssen jedoch eine Reihe problematischer Annahmen (z.B. Annahme eines organisatorischen Fortschrittsprozesses in Form eines Einflusses des unternehmensspezifischen Qualifikationsniveaus auf die Sach- und Organisationskosten sowie Berücksichtigung eines Obsoleszens- bzw. Fluktuationsparameters dieses Fortschrittsprozesses, s.S. 98/99; Einbeziehung einer exogenen Wertschöpfung pro Arbeitsplatz, s.S. 99) im Auge behalten werden.

gebildeter Personen seien ebenfalls gleich.

- Die absolvierten Schuljahre sind qualitätsmäßig äquivalent.
- Annahmen über das postschulische Investitionsverhalten, vor allem über den zeitlichen Verlauf des Anteils der Postschulinvestitionen an der Einkommenserzielungskapazität des Individuums (lineare bzw. degressive Verläufe).

Während die ersten beiden Punkte eher rechentechnische Vereinfachungen bedeuten, verbunden mit einem Verlassen der individuellen Betrachtungsweise von Bildungsrenditen zugunsten einer gruppen (durchschnitts-) bezogenen Ertragsrate, so konditionieren die beiden weiteren Hypothesen sehr stark die Schätzergebnisse sowie deren Erklärungskraft im Hinblick auf die Verdienststreuung. Allerdings wird auch mit Schulqualitätsvariablen gearbeitet.[1)] An dieser Stelle werden Dummy-Variable für die unterschiedlichen Ausbildungsniveaus eingeführt, wenngleich auch hierbei innerhalb der Ausbildungskategorien Homogenität der Qualität unterstellt werden muß.[2)]

Dieses procedure gestattet ferner die Berechnung spezifischer Einflußintensitäten[3)] und Renditen[4)] der Ausbildungswege. Aller-

---

1) Vgl. zur Einbeziehung von unterschiedlichen Schulqualitäten z.B. F. Welch (1966), P. Wachtel (1974).

2) Vgl. den Ansatz bei J. Mincer (1974), S. 91 f.; ferner C. Helberger (1978).

3) Die Regressionskoeffizienten lassen sich im Falle von Dummy-Variablen in der semi-logarithmischen Gleichung nicht sofort als prozentualer Einfluß auf die Verdiensthöhe interpretieren, sondern müssen umgerechnet werden, da die unabhängigen Variablen diskontinuierlich sind. (Vgl. zur Ableitung: R. Halvorsen u. R. Palmquist (1980).

4) Vgl. zur Berechnungsmethodik: G. Psacharapoulos (1980), (1979).

dings ist dieses Verfahren nur anwendbar, wenn individuelle Einkommens- und Ausbildungsangaben im Querschnitt vorliegen (bei zusätzlichen Longitudinalinformationen könnte der Ansatz auf der Basis einer "fixed effects procedure"[1] modelliert werden, bzw. das Residual-Term aufgespalten werden in eine Komponente, die individuelle Unterschiede erfaßt sowie einen anderen Teil der die zeitabhängigen Variableneinflüsse einfängt.[2])

Individuelle Querschnittsdaten und die darauf basierenden Regressionsschätzungen sind - abgesehen von allen Einschränkungen, die mit der Verwendung von Querschnittsdaten bei der Renditenschätzung verbunden sind[3] - einfacher interpretierbar als die Analyse auf der Grundlage von Einkommensklassen, so wie sie z.B. von Krug anhand von Mikrozensus-Daten vorgenommen worden ist[4], da hierbei die Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Einkommensklasse zuzugehören, zerlegt wird in den Einfluß der einzelnen unabhängigen Variablen,[5] d.h. ein direkter Einfluß auf die Einkommenshöhe nicht erfaßt werden kann - ein Nachteil, der jedoch nur durch die verfügbare Datenbasis hervorgerufen wird, hier durch Erhebung der Einkommen im Mikrozensus in Form von Einkommensklassen und nicht durch Erfassung des Absolutbetrages des individuellen Einkommens.

---

1) Vgl. dazu: L.A. Lillard u. R.J. Willis (1978), S. Nickell (1979), beide Titel zitiert nach G. Psacharopoulos (1980); zum Problem der perfekten Korrelation der festen individuellen Merkmale mit den individuellen konstanten Terms vgl. J.A. Hausman u. W.E. Taylor (1980); eine interessante empirische Anwendung findet sich bei R.A. Rosenfeld (1980).

2) Vgl. zur Schätzprozedur Y. Mundlak (1978).

3) Vgl. z.B. näher G. Weißhuhn (1977), S. 52 ff.

4) Vgl. die beiden Arbeiten von W. Krug (1981).

5) Vgl. zur Interpretation der Koeffizienten: M. Swafford (1980), M. Küchler u. E. Schwedler (1981).

Weitere Probleme des Ansatzes sind in aller Kürze zu nennen:[1)]

- Erfassung des Einflusses der Berufserfahrung durch die Proxy-Variable "Berufsalter" (Alter abzüglich Schuldauer abzüglich durchschnittliches Einschulungsalter)[2)] mit den damit verbundenen offenen Problemen der Berücksichtigung "berufsrelevanter"Erfahrungen, der Obsoleszenz der Berufserfahrung, der Erwerbsunterbrechung durch Arbeitslosigkeit ("non-use"-Effekte),[3)] der Erwerbsabwesenheit durch Phasenerwerbstätigkeit der Frauen.[4)]

- Behandlung weiterer einkommensbestimmender Faktoren:
  a) "Ability"- und "Social-Background"-Variable; diese können in den vorliegenden deutschsprachigen Unternehmungen (einschließlich der hier dargestellten Ergebnisse) nicht berücksichtigt werden, da keinerlei Fähigkeitsindikatoren sowie Informationen über die Sozialisationsbedingungen in den verfügbaren Daten vorliegen;[5)] der einfache Schooling-Koeffizient besitzt daher einen negativen Bias.

  b) Arbeitszeitvariable; diese wird in angelsächsischen Untersuchungen in der Regel als "weeks worked" erfaßt; in

---

1) Nicht weiter diskutiert werden soll die Funktionsform des Ansatzes. Vgl. dazu: J. Heckman u S. Polachek (1974), zur Begründung der Analyse von log-Einkommen vgl. G. Blümle (1975), S. 39 ff.

2) Vgl. zur Kritik: W.L. Hansen u B.A. Weisbrod (1973).

3) Vgl. dazu V. Stoikov (1975).

4) Vgl. dazu überblicksartig G. Brinkmann.(1981), S. 65 f.; ferner: J. Heckman u. R.J. Willis (1977).

5) Vgl. zur theoretisch-empirischen Behandlung aus der Vielzahl von Arbeiten: G. Chamberlain u. Z. Griliches (1975), Z. Griliches u. M. Mason (1972), P. Taubman (1976).

deutschsprachigen entsprechenden Arbeiten konnte diese Variable wegen fehlender Daten bislang nicht einbezogen werden.

c) Eine Vielzahl von zusätzlichen Bestimmungsfaktoren des Einkommens[1)] (Leistungswille und -vermögen, Motivation, Gesundheit usw.) bleibt ausgeschlossen. Die Möglichkeit der Aufnahme weiterer Variabler ergibt sich aus den verfügbaren empirischen Daten und deren Meßqualität.

- Problem der Abhängigkeit zwischen der Schulrendite (r) und der Zahl der Schuljahre (s) (Variable Ertragsraten zwischen den Individuen). Dahinter steht die Vermutung, daß die individuellen Renditen und die absolvierten Schuljahre sich gegenseitig bedingen. Die Ursachen liegen vor allem in der Ausklammerung von Variablen, die mit der Schuldauer korreliert sein können (Becker[2)] nennt als Beispiel: "the dispersion of "abilities" (levels of demand curves for investment funds) exceed the dispersion of "opportunities" (levels of investment fund supply curves)); als weitere Gründe werden genannt:[3)] Einfluß individueller Fähigkeiten auf die Ertragsraten und damit incentives auf die Höhe der Schuldauer; direkte Abhängigkeit der Schuldauer von der Schichtzugehörigkeit. Können jedoch vielfältige Variable in der earnings-function kontrolliert werden, so dürfte die Annahme der Unabhängigkeit von r und s plausibler werden,[4)] jedoch verbunden mit der Möglichkeit, daß Multikollinea-

---

1) Vgl. dazu z.B. die Kategorisierung der Einflüsse bei G. Brinkmann (1981).

2) Zitiert nach J. Mincer (1974), S. 27.

3) Vgl. dazu O. Hübler (1979), S. 11 f.

4) Es ist auch möglich, die Parameter bei zu vermutender Abhängigkeit mit Hilfe von Zwei-Phasen-Schätzern zu ermitteln (vgl. dazu das Verfahren bei R.E.B. Lucas (1978), ferner dargestellt bei O. Hübler (1979), S. 16 f.)

rität auftritt.[1] Darüber hinaus bietet Mincer in seiner Arbeit einen einfachen Ansatz an, mit dessen Hilfe eine Variation von marginaler Rendite und Schulniveau getestet werden soll.[2] Aufgenommen wird in die Funktion ein quadratisches Term (s^2), so daß sich in der Ableitung ergibt ($\ln y = b_o + b_1 \cdot s \pm b_2 \cdot s^2$):

$\frac{\partial \ln y}{\partial s} = b_1 \pm 2 \cdot b_2 \cdot s$; die marginale Rate variiert mit s nur dann, wenn der Parameter b_2 entsprechend hohe Werte annimmt; bei Mincer beträgt der Koeffizient z.B. nur -0.01.[3]

2.3 Einige ausgewählte konkurrierende Modellansätze

Vorauszuschicken ist an dieser Stelle, daß nicht nur humankapitaltheoretische Überlegungen (auf der Basis grenzproduktivitätstheoretischer Modellierung) zu einem positiven Zusammenhang von Bil-

---

1) In diesem Falle wäre abzuwägen, ob die Parameterschätzung mit Hilfe von Rao-Inversen bzw. von Moore-Penrose-Inversen vorgenommen werden sollte (vgl. z.B. S.R. Searle (1971)).

2) Vgl. J. Mincer: Schooling (1974), S. 54 f.; ferner G. Psacharopoulos u. R. Layard (1979).

3) Becker (1967) geht von einer abnehmenden marginalen Ertragsrate aus (Begrenzung der menschlichen Lernkapazität), während Blümle (1974, S. 63) die Existenz eines konstanten (ertragsgesetzlich wirkenden) Faktors in Frage stellt, womit ein Anstieg der marginalen Ertragsrate möglich erscheint. Allerdings beruht die dort gegebene Begründung auf einer mißverständlichen Behandlung von Kurvenverlauf und Kurvenniveau der Nachfragefunktion nach Ausbildung (vgl. dazu E. Wegner, 1981 S. 47). Zwar legt die Mincer-Variante des einfachen "schooling"-Modells mit einem quadratischen Term der Schuldauer auf den ersten Blick einen abnehmenden Verlauf (negativer Koeffizient) nahe. Aus zweierlei Gründen scheint dies jedoch nicht gerechtfertigt:

a) Das modifizierte Schooling-Modell enthält keinerlei Hinweise auf ertragsgesetzlich limitierende Variable.

b) Die Erweiterung führt zu einem Verlassen des Hypothesengebäudes des ursprünglich einfachen "Schooling"-Modells, da die Hinzufügung des s^2-Gliedes nicht mehr kompatibel mit der Ermittlung der Gegenwartswerte der Einkommen unterschiedlich Ausgebildeter in Form der üblichen Diskontierung der Einkommensströme ist. Daher ist der Ausdruck $b_1 \pm 2 \cdot b_2 \cdot s$ nicht als marginale Ertragsrate des einfachen schooling-Modells interpretierbar.

dung und Einkommen führen können, sondern auch Signalling-[1], Screening-[2] und Shifting-[3] Effekte sowie Search-Modelle[4] und partiell sogar kontrakttheoretische Ansätze[5]. Dies zeigt sehr deutlich, daß das humankapitaltheoretische Modell nur einen sehr kleinen Ausschnitt der Lohn- und Beschäftigungstheorie betrifft und daher kaum als der Ansatz par exellence zur Erklärung der Varianz der Einkommen zu verstehen ist. Von daher war auch von vornherein nicht anzunehmen, daß dieser Ansatz die Streuung der Einkommen annähernd vollständig erklären könnte; erstaunlich ist vielmehr der relativ hohe Anteil der erklärten Varianz in den einschlägigen empirischen Untersuchungen.
Die Kritik an der Existenz unerklärter Varianz im Humankapitalansatz[6] geht daher ins Leere, da nicht zu erwarten ist, daß ein theoretisches Modell mit allen seinen einschränkenden Annahmen und Abstraktionen sämtliche Variable und Kausalzusammenhänge erfassen kann. Vielmehr wird man sich bei empirischen Tests von sozialwissenschaftlichen Hypothesen mit der Existenz von unerklärten Teilen zufrieden geben müssen, wobei offen bleibt (bei gegebener Signifikanz der Parameter), von welcher Größenordnung an der erklärten Varianz das Modell als gut angepaßt angesehen werden kann.

---

1) Vgl. M. Spence , (1973).

2) K.J. Arrow, P. Taubman u. T.J. Wales, (1974). Zur Dualität von Screening und Signalling: J. Hirshleifer, J. Riley (1979).

3) E.N. Wolff (1977).

4) Zur Darstellung: H. König (1979); speziell zum Zusammenhang von Suchintensität und spezifischem Humankapital: J. Barron u. S. McCafferty (1977).

5) Vgl. das Modell von C. Azariadis (1976).

6) Vgl. M. Wagner (1981a), (1981b).

Kritischer für den Bestand des Humankapitalansatzes erscheint die Entwicklung alternativer theoretischer Konzepte, in denen die Wirkungsweise der Bildungsinvestitionen auf die Einkommenserzielung abgeschwächt oder gar negiert wird. An dieser Stelle kann jedoch nur kurz auf zwei Konzepte eingegangen werden.[1)]

In einer theoretischen Analyse werden z.B. bei Lüdeke[2)] neben Produktivitätseffekten der Bildung, basierend auf einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit unterschiedlich ausgebildeten Arbeitskräften, redistributive Mechanismen unterschieden, bei denen nicht die Grenzproduktivitätssteigerung durch höhere Ausbildung, sondern die Einkommen Dritter (bei gegebenen Arbeitsplätzen) die Quelle der bildungsinduzierten Einkommenssteigerung darstellen sollen.

Unterschieden werden dabei zwei Mechanismen. Beim ersten wird für die Ausbildung eine Signalfunktion auf der Arbeitsangebotsseite, resultierend aus Filter-, Selektions- sowie Rasterfunktionen des Bildungssystems, unterstellt. Im Gegensatz zu einer "grenzproduktivitätstheoretischen" Reaktion der Unternehmer,

---

1) Die Auswahl der Ansätze orientiert sich an einer - sicher zu groben - Zweiteilung der vorfindbaren Analysen der Einkommensmechanismen. Während auf der einen Seite die Arbeitsplatzstruktur als gegeben angenommen wird und dann die Leistungsfähigkeit der Arbeitskräfte bzw. die Zuordnung auf die Arbeitsplätze ("Screening" - und Diskriminierungsansätze) als einkommensbestimmend angesehen werden, so konzentriert sich der andere Strang vornehmlich auf die Entstehung bestimmter Arbeitsplätze und damit verbundener abgegrenzter ("Dual Labor Market-/Segmental Labor Market"-Theorie; Hierarchiemodelle der "Radical Economics") sowie auf die Ableitung von Inflexibilitäten der Lohnsätze und leistungsunabhängigen Lohnbestandteilen.

2) Vgl. R. Lüdeke (1981).

d.h. Ausnutzung der tatsächlich vorhandenen höheren Produktivität der besser Ausgebildeten, wird jedoch nun für das Unternehmerverhalten angenommen, daß "bei gleichbleibenden faktischen Grenzproduktivitäten nur eine Neuentlohnung im Einklang mit den veränderten Erwartungswerten der Grenzproduktivitäten"[1] erfolgt. Dies führe - bei gegebenen Arbeitsfunktionen und Arbeitseinsatz[2] - zu

---

1) R. Lüdeke (1981), S. 213.

2) Vgl. dazu das bei Lüdeke verwendete Instrument einer "occupational production function", auf dessen Grundlage die Argumentation demonstriert werden soll. Der Ansatz lautet:

$$Y=a\cdot(A_{P_1})^{\alpha_1}\cdot(\Pi_{p2}\cdot A_{p2}+A_{s2})^{\alpha_2}\cdot(A_{S_3})^{\alpha_3}\cdot(\Pi_{S_4}\cdot A_{S_4}+A_{T_4})^{\alpha_4}\cdot(A_{T_5})^{\alpha_5}\cdot(A_{T_6})^{\alpha_6}\cdot K^{\beta}.$$

Dabei bedeuten: Y = Produktion
a = Skalierungskonstante
A_{P_1} = Arbeitskräfte mit Primarschulausbildung in der Arbeits(Berufs-)funktion 1; A_{P_2} entsprechend in Funktion 2.
A_{S_2} = Arbeitskräfte mit Sekundarschulausbildung in Funktion 2, A_{S_3} in Funktion 3 u.s.w..
A_{T_4} = Arbeitskräfte mit Tertiärschulausbildung in Funktion 4, A_{T_5}, A_{T_6} in Funktion 5 bzw. 6.
K = Kapitaleinsatz.
α_i und β als Produktionselastizitäten der Arbeitsfunktionen bzw. des Kapitaleinsatzes und Π_{Pi} als Effizienzparameter zur Zusammenfassung der einzelnen Arbeitskräftekategorien zu homogenen Effizienzeinheiten.

Offen bleibt jedoch bei diesem Ansatz, wie diese Effizienzparameter geschätzt werden sollen. Zwar lassen sich z.B. die Grenzproduktivitäten bei gegebenen Produktionselastizitäten der Arbeitsfunktionen (α_i) angeben, jedoch ist deren quantitative Bestimmung gebunden an die Kenntnis gerade der Effizienzparameter. Zu vermuten ist, daß diese aus der Relation der absolvierten Schuljahre der einzelnen Bildungsniveaus ermittelt werden sollen. Dieser Verdacht wird durch die graphischen Darstellungen bei Lüdeke (S. 216, Abb. 1) gestützt, da diese Graphik auf der Abzisse eine numerische Variable SB (schulisches Bildungsniveau in Jahren) verlangt. Dies führt jedoch zu den bekannten Problemen der Erfassung unterschiedlicher Arbeitsqualitäten (Vgl. dazu im einzelnen: G. Weißhuhn (1977), S. 66 ff.)

einem Anstieg des Grenzproduktivitätserwartungswertes (und der Entlohnung) eines höher Ausgebildeten in der entsprechenden Arbeitsfunktion, während die der übrigen Arbeitskräfte in dieser Funktion fallen und die Produktivitätserwartungswerte (sowie deren angenommene Übereinstimmung mit der tatsächlichen Grenzproduktivität der Arbeitsfunktion) der gesamten Arbeitsfunktion auf der Arbeitsplatzseite konstant bleiben soll. Die Quelle der bildungsbedingten Einkommenssteigerung müssen dann die Einkommen (bei Lohnflexibilität) der übrigen in der betreffenden Funktion beschäftigten Arbeitnehmer sein.

An dieser Stelle sei zunächst auf den statischen Charakter des Modells hingewiesen. Stellt sich nämlich heraus, daß die Grenzproduktivitätserwartung überhöht war, so könnten Reaktionen der Unternehmer darin bestehen, daß der Lohn der betreffenden höher Ausgebildeten rasch wieder gesenkt wird, der redistributive Effekt demzufolge nur sehr kurzfristig auftritt. Denkbar wäre aber auch, daß der Betrieb den Betreffenden entläßt und an dessen Stelle einen gleichfalls höher Ausgebildeten einstellt, diesen entsprechend höher entlohnt und nun auch die Grenzproduktivitätserwartung erfüllt wird - mit dem humankapitaltheoretisch unterlegten Effekt, daß die Produktivität der gesamten Arbeitsfunktion ansteigt und der redistributive Effekt entfällt, hingegen ein Produktivitätseffekt der Bildung eintritt.

Entscheidend für den Eintritt des geschilderten redistributiven Vorgangs ist - neben anderen Annahmen (vor allem Gestalt der "occupational production function" sowie Existenz flexibler Löhne) - die Annahme, daß die Unternehmer sich allein an der bildungsgebundenen Grenzproduktivitätserwartung orientieren, nicht jedoch "lernfähig" sind im Hinblick auf die faktische Grenzproduktivität der höher Ausgebildeten. Abgesehen davon, daß die empirische Überprüfung dieses Unternehmerverhaltens erhebliche Schwierigkeiten bereiten dürfte, so erscheint diese Annahme etwas unrealistisch, wenn man bedenkt, daß im Zuge der Bildungsexpansion eine "Inflation" von höher Ausgebildeten eingesetzt

hat, so daß Zweifel in den Grenzproduktivitätserwartungen der Unternehmer auftreten können, wenn sich die Qualität der Filter im Bildungssystem verschlechtert hat, so daß die einstellenden Betriebe dazu übergehen, eigene - möglicherweise ausbildungssignalunabhängige - Selektionsprozesse in Gang zu setzen, um erwartete und faktische Grenzproduktivitäten von vorneherein zur Deckung zu bringen.

Ein zweiter redistributiver bildungsbedingter Einkommenseffekt wird aus der "Reihungsfunktion"[1] von Bildung abgeleitet. Darunter wird eine Art Diskriminierungsprozeß verstanden, indem die Unternehmer Bildung nicht wegen der produktiven Nützlichkeit als Zuteilungsinstrument auf die verschiedenen Arbeitsfunktionen verwenden, sondern dahinter eine reine Diskriminierung gemäß den Präferenzen der Beschäftiger steht bzw. Bildung als objektiver Maßstab zur Funktionseinweisung innerhalb der betrieblichen Hierarchie angesehen wird. Diese beiden Verhaltenshypothesen auf der Unternehmerseite sollen dann Verdrängungsprozesse zu Lasten weniger gut ausgebildeter Arbeitskräfte hervorrufen, verbunden mit Einkommenssteigerungen bei den höher Ausgebildeten auf Kosten der verdrängten Arbeitskräfte. Dieses Ergebnis befindet sich vollkommen im Widerspruch zu humankapitaltheoretischen Überlegungen. Vorausgesetzt werden muß jedoch in diesem Diskriminierungsmodell eine Rigidität der Löhne nach unten und ein in seiner Höhe und Struktur gegebenes Arbeitsplatzangebot.[2] Liegt ein Überhang insgesamt angebotener Arbeitsplätze vor, so werden die Spitzenpositionen von den höher qualifizierten Arbeitskräften eingenommen, während - je nach Annahme über den differenzierten Arbeitsplatzüberhang - andere Positionen unbesetzt bleiben. Im Falle von spezifischen Arbeitsplatzdefiziten findet eine Verdrängung von oben herab statt, so daß niedriger Qualifizierte arbeitslos werden.

---

1) Vgl. wieder R. Lüdeke (1981), S. 214 f.

2) Vgl. R. Lüdeke (1981), S. 226 ff.

Das zugrundegelegte Annahmengerüst erinnert jedoch stark an die Modellstruktur des traditionellen MRA-Ansatzes, in dem aufgrund der entsprechenden Annahmen lediglich Mengenausgleichsprozesse stattfinden konnten und dessen zentrale Hypothesen daher heftig kritisiert werden [1)] - mit der Folge der Einführung einer Reihe verbesserter Hypothesen, z.B. in Form von Flexibilitätsspielräumen.[2)] Die Besonderheit des hier diskutierten Ansatzes besteht lediglich in einer zusätzlichen Hypothese über das Einstellungs- (Diskriminierungs-) Verhalten der Unternehmer - eine Hypothese, die der eingehenden empirischen Überprüfung bedürfte, und die daher nicht zum voreiligen Verwerfen humankapitaltheoretischer Hypothesen führen sollte (so bei K. Gerlach, O. Hübler, H. Ollmann: Ausbildung und Arbeitseinkommen, a.a.O. S. 59/60).

Darüber hinaus zeigen aber auch neuere empirische Untersuchungen über die deutsche Lohnentwicklung in ausgewählten Industriebereichen,[3)] daß einerseits ein deutlicher Zusammenhang zwischen der Arbeitsqualität (gemessen in Humankapitaleinheiten) und der Wachstumsrate der Löhne besteht und andererseits aber auch eine ausgeprägte Reagibilität der Löhne (bei Kontrolle der Preissteigerungsrate, der Arbeitsproduktivität und der Wachstumsrate der

---

1) Vgl. dazu im Überblick G. Kühlewind, M. Tessaring (1975).

2) In surveyartiger Zusammenfassung vgl. G. Weißhuhn (1978), ferner: W. Clement (1979).

3) Vgl. die umfassende Studie von B. Wanik, (1981), S. 148 ff. Eingeschränkt wird dort die Aussagekraft des Einflusses des Humankapitals auf die Effektivlöhne jedoch durch die Art der Messung. Diese stützt sich auf die gesamte Differenz zwischen dem Effektivlohn der Branche bzw. Unternehmens und dem entsprechenden Lohn für unqualifizierte Arbeit, eine Abspaltung des Einflusses der Qualifikationshöhe im Rahmen einer dynamisierten earnings-function-Analyse mit Hilfe multivariater Methoden konnte jedoch aufgrund fehlender Zeitreihen nicht vorgenommen werden.

Beschäftigung; dies erfolgt unterschiedlich in den separaten Schätzfunktionen zur Erklärung der Effektivlöhne) in bezug auf den Anspannungskoeffizienten der Arbeit (als Ausdruck von Knappheiten am Arbeitsmarkt) konstatiert worden ist. Ferner ergibt sich ein gesicherter Zusammenhang zwischen Effektivlöhnen und Arbeitsproduktivität, so daß indirekt auch die Korrelation zwischen Arbeitsqualität (Humankapital) und Arbeitsproduktivität positiv sein muß.[1)]

Bevor im letzten Teil der Untersuchung einige empirische Ergebnisse von "earnings-function"-Schätzungen für die Bundesrepublik Deutschland auf der Grundlage der Beschäftigtenstatistik dargestellt werden, soll kurz auf einen weiteren alternativen (arbeitsplatzbezogenen) Ansatz eingegangen werden. Dabei soll die Existenz von leistungs- (produktivitäts-)unabhängigen Lohnbestandteilen nachgewiesen werden - mit dem Effekt, daß beobachtete Lohndifferentiale[2)] nicht allein humankapitaltheoretisch erklärt werden können. Ausgegangen wird wiederum von einer Produktionsfunktion mit unterschiedlichen Arbeitskräftekategorien

$$Y = g\ (K, L_1, L_2, \ldots, L_i, \ldots, L_z).$$

Die Arbeitskräftemengen sollen zerlegt werden in:

---

1) Dieses Ergebnis zeigt sich in schwächerer Form in einer anderen Untersuchung dieses Zusammenhanges. (Vgl. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.): Abschwächung der Wachstumsimpulse. Strukturberichterstattung 1980. Beiträge zur Strukturforschung Heft 61, Berlin 1981, S. 91 f.) Andererseits ergibt sich in der dort vorgenommenen Analyse kein augenfälliger Zusammenhang zwischen der Arbeitsproduktivität und den Einkommen. Beide Ergebnisse dürften jedoch dadurch bedingt sein, daß lediglich eine Rangkorrelationsanalyse (infolge zu kurzer Zeitreihen für die entsprechenden Variablen) durchgeführt worden ist und nicht eine multivariate Analyse zur Kontrolle anderer Einflüsse.

2) Vgl. M. Wagner (1981b), S. 125 ff.

$L_i = k_i \cdot N_i$ mit k_i als

"Effizienzvariabler" und N_i als "Leistungsfähigkeit pro Zeiteinheit" von N Arbeitskräften auf den Arbeitsplätzen vom Typ i[1]; anders interpretiert als Strom von Humankapitaldiensten L_i als Produkt aus dem Nutzungsgrad k_i und dem durch N_i repräsentierten Humankapitalstock N_i. Dieser "Nutzungsgrad" des Humankapitalstocks N_i (Leistungsbereitschaft) wird nun abhängig gemacht von monetären Anreizen (von der Lohnstruktur W_i) sowie von der betrieblichen Arbeitsplatzstruktur, gemessen durch vom Unternehmen fixierte Arbeitsplatzstrukturen der Form N_i. Es soll gelten:

$$h_i = f_i(W_1, W_2, \ldots, W_i, \ldots W_Z; N_1, N_2, \ldots, N_i \ldots N_Z).$$

Unter Berücksichtigung einer gegebenen Kostenfunktion soll eine optimale (gewinnmaximierende) Lohn- und Arbeitsplatzstruktur gefunden werden. Die Optimumbedingung wird ermittelt als:[2]

$$\bar{p} = \frac{\partial y}{\partial L_i} \cdot \frac{\partial L_i}{\partial N_i} + \bar{p} \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^{Z} \frac{\partial y}{\partial L_j} \cdot \frac{\partial L_j}{\partial N_j} = W_i.$$

Der erste Ausdruck stellt dann den leistungsbezogenen Bestandteil des Lohnsatzes dar, während der zweite Ausdruck einen induzierten arbeitsplatzexternen Effekt auf den Lohn am Arbeitsplatz beinhaltet.

So interessant dieser Ansatz auf den ersten Blick erscheinen mag, so liegen seine zentralen Probleme in der Messung der Effizienzvariablen k_i und der Schätzung der entsprechenden Effizienzfunktion. Die Effizienzvariable soll erfaßt werden als Relativzahl

1) Vgl. M. Wagner (1981 b), S. 125 ff.

2) ebenda, S. 127.

($k_i = \frac{L_i}{N_i}$); dies setzt voraus, daß sowohl L_i als abgegebene Leistung der Arbeitskräfte je Zeiteinheit als auch die Arbeitsplatzanforderungen je Zeiteinheit gemessen werden können und zwar in gleicher Leistungsdimension. Die dabei entstehenden Schwierigkeiten sind unübersehbar, da es an adäquaten Operationalisierungen für die Arbeitsleistung der Arbeitskraft[1)] sowie für die Arbeitsanforderungen an den Arbeitsplätzen (vgl. dazu die sog. Qualifikationsdiskussion[2)]) fehlt. Aus dieser Sicht kann die abhängige Variable k_i nicht gemessen werden, so daß der Ansatz gegen seine Widerlegung durch die Realität immunisiert sein dürfte. Anzumerken bleibt ferner, daß selbst im Falle einer gelungenen Operationalisierung davon ausgegangen werden muß, daß der Betrieb auf eine volle Leistungsabgabe abzielt, somit der k_i-Koeffizient gegen den Wert eins streben wird, damit eine multivariate Analyse nicht vorgenommen werden kann.

Resümiert man die Ergebnisse der hier nur sehr knapp vorgenommenen Inspektion konkurrierender Konzepte, so ergaben sich einerseits eine Reihe von kritischen Punkten in den Hypothesen der beleuchteten Ansätze, andererseits aber auch die Notwendigkeit der empirischen Prüfung alternativer Annahmen. Inwieweit letztere Forschungsbemühungen den Zusammenhang zwischen Bildung und Einkommen (neben dem bekannten Einwand der Vernachlässigung der Nachfrageseite nach Arbeit) zusätzlich erschüttern können, bleibt abzuwarten.

3. Empirische Ergebnisse

Die nachstehend dargestellten Ergebnisse resultieren aus einem Forschungsprojekt, das im Auftrag des Instituts für Arbeitsmarkt-

---

1) Vgl. dazu besonders: G. Brinkmann (1981).

2) Vgl. im Überblick: L. Alex u. G. Weißhuhn (1980).

und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit durchgeführt worden ist.[1] Zugrunde gelegt worden sind Verdienstangaben und Beschäftigtenmerkmale aus der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit, die in verarbeitbarer Form für die Jahre 1974 - 1977 vorliegen. Dieses einzigartige Datenmaterial erlaubt die Schätzung einer Reihe von earnings-Funktionen des Mincer'schen Typs ("Schooling"-Modell und "Postschool-Investments") sowie die Berücksichtigung einer Reihe kontrollierender Variabler. Einige ausgewählte empirische Resultate sollen hier katalogartig ausgewiesen und kommentiert werden. Folgende Verdienstfunktionen wurden jeweils für die Jahre 1974 und 1977 mit Hilfe der OLS-Methode quantifiziert:[2]

1. "Schooling"-Hypothese:
   $\ln E = a_o + a_1 \cdot s$

2. "Schooling"-Hypothese mit Dummy-Variablen für die Ausbildungsabschlüsse (getrennt für männliche und weibliche Arbeitnehmer):
   $Ln\ E = b_o + b_1 \cdot OBER + b_2 \cdot AB + b_3 \cdot ABER + b_4 \cdot FHS + b_5 \cdot HS.$

3. Erweiterte Schooling-Hypothese unter Berücksichtigung von experience-Variablen (Postschulische Investitionen):

1) Vgl. dazu die erste Arbeit im Rahmen dieses Projekts: W. Clement, M. Tessaring u. G. Weißhuhn(1980); ferner: G. Weißhuhn u. W. Clement (1982).

2) Das Datenmaterial (anonymisiert) der Beschäftigtenstatistik erfaßt sämtliche deutsche sozialversicherungspflichtige Arbeitnehmer (rd. 16 Mill.) nach individuellen Bruttoverdiensten und weiteren Merkmalen. Das Abschneiden von Verdienstangaben infolge der Beitragsgrenze der Sozialversicherung wurde mit Hilfe eines Interpolationsverfahrens auf der Grundlage der Annahme einer log-Normalverteilung der Verdienste oberhalb dieser Grenze berücksichtigt. (Einzelheiten vgl. G. Weißhuhn u. W. Clement (1982)). Die Schätzung der Parameter erfolgte durch den kumulativen Aufbau der Kreuzproduktmatrix mit Hilfe eines eigens entwickelten Programms.

a) Männliche Arbeitnehmer - ohne "interaction"-Term:

$$\ln E_M = c_o + c_1 \cdot S + c_2 \cdot X + c_3 X^2;$$

- mit "interaction":

$$\ln E_M = d_o + d_1 \cdot S + d_2 X + d_3 X^2 + d_4 \cdot (S \cdot X)$$

b) Weibliche Arbeitnehmer - ohne "interaction":

$$\ln E_W = e_o + e_1 \cdot S + e_2 X + e_3 X^2 + e_4 X^3 + e_5 X^4 \;;$$

- mit "interaction":

$$\ln E_w = f_o + f_1 \cdot S + f_2 X + f_3 X^2 + f_4 X^3 + f_5 X^4 + f_6 (S \cdot X).$$

4. Kontrolle weiterer verfügbarer Merkmale:

$$\ln E = g_o + g_1 OBER + g_2 AB + g_3\, ABER + g_4 FHS + g_5 HS + g_6 \cdot X$$
$$+ g_7 X^2 + \sum_j g_j \cdot STIB_j + \sum_k g_k\, BB_k + \sum_l g_l\, AZ_l$$
$$+ \sum_m g_m WZW$$

Bei weiblichen Arbeitnehmern tritt noch X^3 und X^4 hinzu.[1)]
Die Variablen bedeuten im einzelnen:

ln E = logarithmierte Bruttomonatsverdienste

S = Schuldauer (gemessen durch standardisierte Ausbildungsgänge: Ohne beruflichen Abschluß (OBER; 10 Jahre), Nur Abitur (AB; 13 Jahre), Abgeschlossene Berufsausbildung (ABER; 11, 75 Jahre), Fachhochschule (FHS; 15 Jahre) und Hochschule (HS; 18 Jahre)).

1) Diese Annahme impliziert mehrgipflige Verdienstfunktionen.

X = Berufsalter (ermittelt aus dem Lebensalter abzüglich Schuleintritt, 6. Lebensjahr, und standardisierter Bildungsdauer)

$STIB_j$ = Stellung im Beruf (Arbeiter, Facharbeiter, Meister/ Polier, Angestellter) (Dummies)

BB_k = Berufsbereiche (nach der Klassifikation der Berufe des Stat. Bundesamtes 1975) (Dummies)

AZ_l = Arbeitszeit (Vollzeit, Teilzeit > 20 Wochenstunden, Teilzeit ≤ 20 Wochenstunden) (Dummies)

WZW_m = Wirtschaftszweigzugehörigkeit (11 Wirtschaftsbereiche) (Dummies).

In der nachstehenden Übersicht sind einige Schätzergebnisse ausgewiesen. Verkürzt wurde die Darstellung um die Angabe der Koeffizienten für die kontrollierenden Variablen,[1] da an dieser Stelle vor allem die schooling- und postschooling-Koeffizienten interessieren. Anzumerken ist ferner, daß die Regressionen über das gesamte Material (rd. 72 % aller Arbeitnehmer, d.h. ohne Beamte, aber unter Einschluß sämtlicher Angestellter im öffentlichen wie im privaten Sektor) geführt werden. Diese Verfahren wurden an Stelle einer Stichprobenziehung gewählt, da die Formen der earnings-Funktionen aus der Literaturlage her relativ klar vorgegeben waren, so daß ein Experimentieren mit kleineren Datenmengen entfiel. Ferner wurde auf die Angabe von t-Werten verzichtet, da aufgrund des außerordentlichen "Stichprobenumfangs" der Beschäftigtenstatistik durchweg hoch signifikante Parameter zu erwarten waren; dies bestätigte sich durch eine Inspektion der

---

1) Vgl. dazu: G. Weißhuhn u. C. Clement (1982).

Modell / Erklärende Variable	"Schooling"-Hypothese - insgesamt		"Schooling"-Hypothese m. Dummy-Variablen			
			Männer		Frauen	
	1974	1977	1974	1977	1974	1977
Interzept	5.663	5.922	7.432	7.031	7.616	7.262
S	0.155	0.151				
OBER			0[1]	0	0	0
AB			0.205 (0.228)[2]	0.315 (0.370)	0.216 (0.241)	0.249 (0.283)
ABER			0.140 (0.150)	0.158 (0.171)	0.164 (0.178)	0.144 (0.155)
FHS			0.692 (0.998)	0.627 (0.872)	0.681 (0.976)	0.536 (0.709)
HS			0.740 (1.096)	0.917 (1.502)	0.723 (1.061)	0.813 (1.255)
X, X^2, X^3, X^4						
S · X						
R^2	0.120	0.115	0.186	0.061	0.181	0.053
N = Anzahl d. Fälle (Mill. Pers.)	13.8	14.2	9.1	9.5	4.8	4.7

1) Koeffizienten mit dem Wert O bedeuten a priori - Restriktionen

2) Werte in Klammern (X 100) bedeuten Umrechnungen der Dummy-Koeffizienten in prozentuale Einflüsse

Modell / Erklärende Variable	"Schooling - Experience" - Hypothese							
	o. Interaction				m. Interaction			
	Männer		Frauen		Männer		Frauen	
	1974	1977	1974	1977	1974	1977	1974	1977
Interzept	5.658	5.749	5.325	5.523	5.325	5.603	5.408	5.501
S	0.131	0.136	0.112	0.117	0.166	0.148	0.115	0.119
OBER AB ABER FHS HS								
X X^2 X^3 X^4	0.04 -0.0007	0.044 -0.0008	0.121 -0.009 0.0002 -0.000002	0.135 -0.009 0.0003 -0.000002	0.060 -0.0008	0.051 -0.0008	0.117 -0.009 0.0002 -0.000002	0.136 -0.009 0.0003 -0.00002
S · X					-0.002	-0.0006	-0.0004	-0.0001
R^2	0.309	0.331	0.136	0.148	0.312	0.332	0.136	0.148
N = Anzahl d. Fälle (Mill. Pers.)	9.1	9.5	4.8	4.7	9.1	9.5	4.8	4.7

Modell / Erklärende Variable	Kontrolle weiterer verfügbarer Merkmale			
	Männer		Frauen	
	1974	1977	1974	1977
Interzept	5.869	5.928	5.643	5.747
S				
OBER	0	0	0	0
AB	0.089 (0.093)	0.103 (0.108)	0.156 (0.169)	0.146 (0.157)
ABER	0.071 (0.074)	0.082 (0.085)	0.071 (0.074)	0.073 (0.076)
FHS	0.542 (0.719)	0.483 (0.621)	0.397 (0.487)	0.362 (0.436)
HS	0.575 (0.777)	0.526 (0.692)	0.603 (0.828)	0.525 (0.690)
X	0.336	0.039	0.102	0.109
X^2	-0.0007	-0.0007	-0.007	-0.007
X^3			0.0002	0.0002
X^4			-0.000002	-0.000002
S · X				
R^2	0.421	0.465	0.360	0.378
N = Anzahl d. Fälle (Mill. Pers.)	10.3	10.6	6.4	6.3

Hauptdiagonale der inversen Kreuzproduktmatrix.[1)]

In der Übersicht zeigt sich dann, daß die einfache schooling-Hypothese die Einkommensvarianz nur mit 12 Prozent erklärt; der Übergang zur Dummy-Regression ergibt eine Zunahme des Bestimmtheitsmaßes auf rd. 18 Prozent bei den männlichen Arbeitnehmern. Erweitert man den Ansatz um den Einfluß des Berufsalters (Experience), so steigt das Bestimmtheitsmaß bei den männlichen Arbeitnehmern auf über 30 Prozent an. Bei den weiblichen Arbeitnehmern, für die eine mehrgipflige Funktion angesetzt wurde, um Erwerbsunterbrechungen approximativ zu berücksichtigen, fällt die Anpassung wesentlich schlechter aus. Dies liegt vornehmlich in den fehlenden Daten über das Erwerbsverhalten der weiblichen Arbeitnehmer nach dem Ausbildungsabschluß. Werden sämtliche verfügbaren Merkmale der Beschäftigtenstatistik in die Regressionsanalyse eingebracht, so steigt die Varianzerklärung (Männer 1977) auf maximal 46,5 Prozent.

Auf die Darstellung von Renditenberechnungen anhand der einzelnen Modelle muß an dieser Stelle verzichtet werden.[2)] Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß die vorgestellte Analyse zum einen den Einsatz des humankapitaltheoretischen Instrumentariums rechtfertigen dürfte; zum anderen zeigen die empirischen Ergebnisse, daß höhere Ausbildung in der Bundesrepublik zu den beobachteten Zeitpunkten gut honoriert worden ist, wobei allerdings im Vergleich beider Zeitpunkte in allen Varianten eine leichte Nivellierung der Koeffizienten (und damit der Ausbildungsrenditen) zu verzeichnen ist, bedingt durch das Absinken der Regressionskoeffizienten der höheren Bildungsabschlüsse.

---

1) Ferner finden sich bei den Koeffizienten der Dummy-Variablen Werte in Klammern. Diese geben die notwendige Umrechnung der Regressionskoeffizienten bei Dummies an, um den prozentualen Einfluß zu erfassen. (Vgl. dazu: R. Halvorsen u. R. Palmquist (1980)).

2) Vgl. dazu ebenda, a.a.O.

Die Ergebnisse werden aber auch nicht darüber hinwegtäuschen, daß weitere Analysen mit Hilfe des earnings-function-Konzepts notwendig sind, um zusätzliche Aufschlüsse über den Einkommensbildungsprozeß, z.B. durch disaggregierte Betrachtungen nach Wirtschaftsbereichen und Berufen, sowie über dessen Diversifizierungstendenzen am Arbeitsmarkt, zu erhalten, um die Rolle der Entlohnung als Regulierungsfunktion am Arbeitsmarkt weiter verfolgen zu können.

Literaturverzeichnis:

Alex, L. und G. Weißhuhn (1980), Ökonomie der Bildung und des Arbeitsmarktes, Schriften zur Berufsbildungsforschung, 59, Berlin.

Arrow, K.J. (1973), Higher Education as a Filter, Journal of Public Economics (1981), S. 193-216.

Azariadis, C. (1976), On the Incidence of Unemployment, Review of Economic Studies 43, S. 115-125.

Barron, J. und S. McCafferty (1977), Job Search, Labor Supply and the Quit Decision. Theory and Evidence, American Economic Review 67, S. 683-691.

Becker, G.S. (1975), Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, New York, London, 2. ed.

Becker, G.S. (1967), Human Capital and the Personal Distribution of Income, Woytinski Lecture 1, Ann Arbor, Michigan.

Becker, G.S. und B.R. Chiswick (1966), Education and the Distribution of Earnings, American Economic Review 56, S. 358-369.

Blaug, M. (1976), Human Capital: A Slightly Jaundiced Survey, Journal of Economic Literature 14, S. 827-855.

Blümle, G. (1975), Theorie der Einkommensverteilung. Eine Einführung, Berlin, Heidelberg, New York.

Bodenhöfer, H.J. (1981), Bildungsspezifische Einkommenschancen in Österreich, Wirtschaft und Gesellschaft, 3.

Brinkmann, G. (1981), Die Einkommensfuntion und ihre Testbarkeit, in : Clement, W., Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Berlin, S. 87-117.

Brinkmann, G. (1981), Ökonomik der Arbeit. Die Allokation der Arbeit, 2, Stuttgart.

Brinkmann, G. (1967), Berufsausbildung und Arbeitseinkommen, Berlin.

Chamberlain, G. und Z. Griliches (1975), Unobservables with a Variance-Components Structure: Ability, Schooling and the Economic Success of Brothers, International Economic Review 16, S. 422-449.

Clement, W. (1981), Konzept u. Kritik des Humankapitalansatzes, Schriften des Vereins für Socialpolitik 113, Berlin.

Clement, W. (1979), Humankapital- und Strukturansätze zur Erklärung der längerfristigen Zyklizität des Marktes für qualifizierte Arbeitskräfte, in: Clement, W. u. K. Socher (Hrsg.), Empirische Wirtschaftsforschung und monetäre Ökonomik. Festschrift für S. Koren zum 60. Geburtstag, Berlin, S. 29-56.

Clement, W. (1979), Recurrent Education: Orientierung am Konzept beruflicher Flexibilität? in: W. Clement und F. Edding (Hrsg.) Recurrent Education und Berufliche Flexibilitätsforschung, Schriften des Vereins für Socialpolitik, 103, Berlin, S. 43-121.

Clement, W., M. Tessaring und G. Weißhuhn (1980), Zur Entwicklung der qualifikationsspezifischen Einkommensrelationen, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 13, S. 184-212.

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (1981), Abschwächung der Wachstumsimpulse: Analyse der strukturellen Entwicklung der deutschen Wirtschaft. Strukturberichterstattung 1980, Beiträge zur Strukturforschung 61, Berlin.

Freeman, R.B. (1977), Manpower Requirements and Substitution Analysis of Labor Skills. A Synthesis in: Ehrenberg, R.G. (Hrsg.) Research in Labour Economics 1, Greenwich, S. 151-183.

Freeman, R.B. (1975), Supply and Salary Adjustments to the Changing Science Manpower Market, Physics 1948-1973, American Economic Review 65, S. 27-39.

Freeman, R.B. (1971), The Market of College-Trainee Manpower, Cambridge (Mass.).

Gerlach, K., O. Hübler und H. Ollmann (1981), Ausbildung und Arbeitseinkommen in: Bellmann, L., K. Gerlach, O. Hübler und H. Ollmann: Neuere empirische Untersuchungen zur Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland. Arbeitspapier des SAMF 2, Paderborn, S. 1-74.

Griliches, Z. und M. Mason (1972), Education, Income and Ability, in: Journal of Political Economy 80, S. 74-163.

Halvorsen, R. und R. Palmquist (1980), The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, American Economic Review 70, S. 474-475.

Hansen, L.W. (Hrsg.) (1970), Education, Income and Human Capital, New York.

Hansen, L.W. und B.A. Weisbrod (1973), Human Capital Investment, Schooling and Earnings: The Role of Experience, Disc. Paper 182-73, University of Madison.

Hausman, J.A. und W.E. Taylor (1980), Panel Data and Unobserved Individual Effects, M.I.T. Department of Economics, Working Paper No. 255.

Heckman, J. und S. Polachek (1974), Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship, The Journal of the American Statistical Association 69, S. 350-354.

Heckman, J. und R.J. Willis (1977), A Beta-logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women, in: Journal of Political Economy 85, S. 27-58.

Helberger, C. (1980), Die Entwicklung der bildungsspezifischen Einkommenschancen in der BRD zwischen 1969/71 und 1978, Referat auf der Tagung des Ausschusses "Bildungsökonomie" am 24.4.1980, Bremen.

Helberger, C. (1978), Bildung und Einkommensverteilung, Habilitationsschrift (vervielf. Manuskript) Frankfurt a.M.

Hirshleifer, J. und J. Riley (1979), The Analytics of Uncertainty and Information - An Expository Survey, in: Journal of Economic Literature 17, S. 1345-1421.

Hübler, O. (1979), Schulbildung und personelle Einkommensverteilung. Einige statistisch- ökonometrische Aspekte, Diskussionspapier des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover Serie B Nr. 4.

König, H. (1979), Job-Search-Theorien, in: G. Bombach u.a. (Hrsg.), Neuere Entwicklungen in der Beschäftigungstheorie und -politik, Tübingen, S. 63-116.

Krug, W. (1981), Logit-Analyse der Beziehung zwischen Ausbildung und Einkommen, in: Clement, W. (Hrsg.), Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Berlin, S. 185-209.

Krug, W. (1981), Quantifizierung von Indikatoren zur "Rentabilität" der beruflichen Ausbildung und ihre Überprüfung durch Dummy-Regressionen, in: Clement, W. (Hrsg.), Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Berlin, S. 17-41.

Küchler, M. und E. Schwedler (1981), Die Analyse von kreuztabulierten Massendaten. Eine Diskussion neuerer Verfahren, Allgem. Statistisches Archiv, S. 361-391.

Kühlewind, G. und M. Tessaring (1975), Argumente für und gegen eine beschäftigungsorientierte Bildungspolitik, Schriften der Kommission für wirtschaftlichen und sozialen Wandel, Göttingen.

Kullmer,H. und W. Krug (1967), Quantitative Beziehung zwischen beruflicher Ausbildung und Nettoeinkommen, Wirtschaft und Statistik, S. 570-576.

Kuna, W. (1980), Begründung und Entwicklung einer alternativen Finanzierungsform der Hochschulbildung . Studien zur ökonomischen Bildungsforschung 7, Frankfurt a.M.

Lillard, L.A. und R.J. Willis (1978), Dynamic Aspects of Earnings Mobility, Econometrica (46), S. 985-1012.

Lucas, R.E.B. (1978), Variances in Returns to Human Capital, in: Griliches, Z. u.a. (Hrsg.), Income Distribution and Economic Inequality, Frankfurt, S. 198-208.

Lüdeke, R. (1981), Mechanismen bildungsbedingter Einkommenssteigerungen von Individuen, in: Clement, W. (Hrsg.) Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Berlin, S. 209-243.

Lüdeke, R. (1978), Substitutionselastizitäten zwischen Arbeitskräften unterschiedlicher Bildungsqualifikationen. Alternative Interpretation üblicher Schätzergebnisse, Kyklos 31, S. 100-106.

Mincer, J. (1974), Schooling, Experience and Earnings, New York.

Mincer, J. (1958), Investment in Human Capital and Personel Income Distribution, Journal of Political Economy 66, S. 281-215.

Mundlak, Y. (1978), On the Pooling of Time Series and Cross-Section Data, Econometrica 46, S. 69-85.

Nickell S.(1979), The Determinants of Occupational Success in Britain, Center vor Labour Economics, London School of Economics,Discussion Paper No.65 (mimeo.).

Psacharopoulos, G. (1980), Lifetime Profiles of Earnings and Employment. A Survey, Center for Labour Economics, Working Paper 66.

Psacharopoulos, G. (1980), Returns to Education. An Updated International Comparison, Education and Income, World Bank Staff Working Paper No. 402, Washington.

Psacahropoulos, G. (1973), Returns to Education. An International Comparison, Amsterdam, London, New York.

Psacharopoulos, G. und R. Layard (1979), Human Capital and Earnings. British Evidence and A Critique, Review of Economic Studies ·144, S. 485-503.

Rosenfeld, R.A. (1980), Race and Sex Differences in Career Dynamics, American Sociological Review 45, S. 583-609.

Sadowski, D. (1980), Berufliche Bildung und betriebliches Bildungsbudget, Stuttgart.

Schmidt, K.D. und P. Baumgarten (1967), Berufliche Ausbildung und Einkommen, in: Ott, A.E. (Hrsg.), Theoretische und empirische Beiträge zur Wirtschaftsordnung 7, Tübingen, S. 155-182.

Schultz, T.W. (1962), Reflections on Investment, Journal of Political Economy, Supplement, S. 1-8

Searle, S.R. (1971), Linear Models, New York.

Spence, M. (1973), Job Market Signalling, Quarterly Journal of Economics 87, S. 355-374,

Stoikov, V. (1975), The Economics of Recurrent Education and Training, Genf.

Swafford, M. (1980), Three parametric Techniques for Contingency Table Analysis: A Nontechnical Commentary, American Sociological Review, 45, S. 664-690.

Taubman, P. (1976), The Determinants of Earnings: Genetics, Family, and other Environments. A Study of White Male Twins, American Economic Review 66, S. 858-870.

Taubman, R. und T.J. Wales (1974), Higher Education and Earnings - College as an Investment and a Screening Device, New York.

Wachtel, P. (1974), The Effect of School Quality on Achievement Levels and Lifetime Earnings, New York.

Wagner, M. (1981a), Unerklärte Varianz. Zur Forschungsstrategie der mikroökonomischen Humankapitaltheorie, in: Clement, W. (Hrsg.), Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Berlin, S. 165-185.

Wagner, M. (1981 b), Umverteilung und Lohnstruktur, Frankfurt, New York.

Wanik, B. (1981), Die Lohnstruktur deutscher Industrieaktiengesellschaften, Bonner Betriebswirtschaftliche Schriften 10, Bonn.

Wegner, E. (1981), Die personelle Verteilung des Arbeitseinkommens, Frankfurt a.M., New York.

Weißhuhn, G. (1978), Berufliche Flexibilität in der Theorie und Empirie des Arbeitsmarktes der Bundesrepublik Deutschland, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 30 (1), S. 303-347.

Weißhuhn, G. (1977), Sozioökonomische Analyse von Bildungs- und Ausbildungsaktivitäten, Berlin.

Weißhuhn, G. und W. Clement (1982), Analyse der qualifikationsspezifischen Verdienstrelationen in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Beschäftigtenstatistik 1974-1977, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 1 , S. 184-212.

Welch, B.F. (1966), Measurement of Quality of Schooling, American Economic Review 56, S. 379-392.

Wolff, E.N. (1977), Schooling and Occupational Earnings, in: Review of Income and Wealth 23, S. 259-278.

Arbeitsmarktorientierung und Weiterbildung

Eine informationsökonomische Analyse des Weiterbildungsverhaltens von Frauen unter Verwendung log-linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle*

Klaus F. Zimmermann
Astrid Zimmermann-Trapp

---

1. Problemstellung

Für Mitte bis Ende der 80er Jahre werden infolge von demographischen Faktoren und zu erwartender anhaltender Wachstumsschwäche erhebliche Beschäftigungsprobleme auf dem Arbeitsmarkt erwartet. Infolge der herrschenden geschlechtsspezifischen Qualifikationsstruktur gehören die Frauen dabei zu einer der betroffenen Problemgruppen. Die Förderung der Weiterbildungsbereitschaft wird

---

* Der vorliegenden Untersuchung liegt ein von Diekershoff/ Diekershoff (1976) erhobener Datensatz zur "Bildungs- und Weiterbildungsbereitschaft von Frauen bis zu 45 Jahren" zugrunde, der den Verfassern in aufbereiteter Form vom Zentralarchiv für empirische Sozialforschung der Universität zu Köln zugänglich gemacht wurde. Sie ist durch partielle finanzielle Unterstützung der Deutschen Forschungsgemeinschaft an die von Heinz König geleiteten Forschungsprojekte "Qualitative Daten" (Nr. 219/13-2) und "Arbeitsmarkttheoretische und -politische Aspekte der staatlichen Allokationspolitik (SFB 5, Teilprojekt G) ermöglicht worden. Wir danken Heinz König, Gebhard Flaig, Wolfgang Franz, Seiichi Kawasaki und Dieter Jung für Anregungen und wichtige Diskussionen während der Entstehung dieses Beitrages. Verantwortlich für den Inhalt sind jedoch allein die Verfasser.

häufig als ein Mittel zur Erreichung einer gleichmäßigeren Verteilung der Arbeitsmarktchancen angesehen. Deshalb sollen in diesem Beitrag Determinanten der Weiterbildungsbereitschaft herausgearbeitet und ihre bildungs- und arbeitsmarktpolitischen Implikationen dargelegt werden. Als theoretische Basis der Argumentation dienen informationsökonomische Ansätze.

Abschnitt 2 stellt die Veränderungen des Bildungs- und Ausbildungsstandes der Wohnbevölkerung in den letzten Jahren dar. Abschnitt 3 diskutiert die ökonomische Theorie des Weiterbildungsverhaltens. In Abschnitt 4 werden Datenmaterial und methodisches Vorgehen beschrieben. Abschnitt 5 faßt die empirischen Ergebnisse zusammen und in Abschnitt 6 werden die Implikationen der Arbeit diskutiert.

2. Bildung, Ausbildung und Weiterbildungsbereitschaft von Frauen

Schul- und Berufsausbildung werden im allgemeinen als wichtige Determinanten der Arbeitsmarktorientierung und der Weiterbildungsbereitschaft insbesondere bei Frauen angesehen. Obwohl die Bildungs- und Ausbildungsentscheidungen nicht unerheblich familiären Einflüssen[1)] unterliegen, ist es den bildungspolitischen Bemühungen zu verdanken, daß im Zuge der öffentlichen Diskussion um die sogenannte "deutsche Bildungskatastrophe"[2)] die Bildungs-

---

1) Vgl. Linnhoff/Sauer (1976), S. 8 ff; Hofbauer (1978), S. 134f hat den Einfluß der sozialen Herkunft auf die Ausbildungswahl nachgewiesen, hält diesen Faktor allerdings für jüngere Jahrgänge für zunehmend unbedeutender. Allerdings sollte dabei beachtet werden, daß der Gesamtkomplex familiärer Einflüsse nur schwierig und unvollständig empirisch meßbar gemacht werden kann.

2) Vgl. Picht (1964).

und Ausbildungsmöglichkeiten erweitert und dadurch sowie durch eine allgemeine Bildungsmotivierung die Eintrittsbarrieren zu den unterschiedlichen Ebenen des Bildungssystems gesenkt wurden. In dem sich abzeichnenden Trend zu höheren Bildungsabschlüssen haben geschlechtsspezifisch gesehen die Frauen profitiert, ohne daß die Bildungsdifferentiale zuungunsten der Frauen bisher vollständig abgebaut wurden.[1)]

Infolge demographischer Faktoren und der langen Wirkungsverzögerungen bildungspolitischer Maßnahmen zeigen sich die Erfolge bei der Verbesserung des Bildungsniveaus der Bevölkerung endgültig erst in längeren Zeiträumen. Trotzdem lassen sich einige Tendenzen in der Bildungsstatistik sichtbar machen. Tabelle 1 zeigt die geschlechtsspezifische Entwicklung der Wohnbevölkerung nach dem Schulbildungsabschluß zwischen 1970 und 1978. Danach war unabhängig vom Geschlecht in beiden Jahren die Volksschule der dominierende, das Abitur der am wenigsten erreichte Abschluß.

Betrachtet man die Marginalverteilung mit den Kriterien Schulabschluß und Jahr, so zeigt sich die bereits erwähnte Tendenz zu höheren Bildungsabschlüssen. Der höchste erreichte Abschluß Volksschule ist von 88,4 % im Jahre 1970 auf 76,5 % im Jahre 1978 zugunsten der beiden anderen Abschlußtypen zurückgegangen. Diese Entwicklung hat sich geschlechtsspezifisch nicht gleich vollzogen. Von 100 Frauen mit Schulabschluß hatten 88 im Jahre

---

1) Vgl. Diekershoff/Diekershoff (1976), S. 1ff; Ballerstedt/Glatzer (1979), S. 296; Hofbauer (1978), S. 134; Bäcker (1976), S. 173. Ungleichheit bezüglich des Humankapitalbestandes muß aus ökonomischer Sicht nicht zwangsläufig auf Diskriminierung schließen lassen, sondern kann auch Ausdruck einer rationalen Wahl der beteiligten Individuen aufgrund abweichender Präferenzordnungen sein. Diese werden allerdings von gesellschaftlichen Einstellungen determiniert.

Tabelle 1: Wohnbevölkerung nach Schulbildungsabschluß 1970 und 1978

Geschlecht	Höchster erreichter Schulabschluß			Summe
	Volksschule	Realschule	Abitur	
Weiblich				
1970	19425,1 (88,0)[56,1]	2352,4 (10,7)[61,5]	291,7 (1,3)[42,2]	22069,2 [56,4]
1978	19493,8 (78,0)[54,5]	4046,5 (16,2)[57,4]	1445,2 (5,8)[36,5]	24985,5 [53,4]
Männlich				
1970	15200,4 (89,0)[43,9]	1470,7 (8,6)[38,5]	400,3 (2,4)[57,8]	17071,4 [43,6]
1978	16296,4 (74,7)[45,5]	3008,1 (13,8)[42,6]	2511,6 (11,5)[63,5]	21816,1 [46,6]
Insgesamt				
1970	34625,5 (88,4)	3823,1 (9,8)	692,0 (1,8)	39140,6
1978	35790,2 (76,5)	7054,6 (15,1)	3956,8 (8,4)	46801,6

Grundzahlen in 1000. Werte in runden Klammern in % bezogen auf die jeweilige Zeilensumme, in eckigen Klammern in % bezogen auf die jeweilige Spaltensumme. Rundungsfehler durch Verwendung von Prozentzahlen.
Quellen: Statistisches Jahrbuch, 1973, S. 83; Gesellschaftliche Daten, 1979, (Hrsg.: Presse- und Informationsamt der Bundesregierung), S. 59. 1970: Ergebnisse der Volkszählung. 1978: Ergebnisse des Mikrozensus. Eigene Berechnungen.

1970 und 78 im Jahre 1978 nur Volksschule. Bei den Männern waren bei der gleichen Fragestellung dagegen 1978 knapp 75 im Vergleich zu 89 im Jahre 1970 zu erfassen.

Dies wirkte sich entsprechend auf die Verteilung der beiden anderen Schulabschlußtypen aus. Von 100 Frauen mit Schulabschluß hatten 1978 16 einen Realschulabschluß (1970;11) und 6 Abitur (1970:1). Dagegen hatten von 100 Männern 1978 14 einen Realschulabschluß (1970:9) und 12 Abitur (1970:2). Beim Abitur ist somit das Bildungsdifferential zuungunsten der Frau eindeutig größer geworden.

Die in den eckigen Klammern in Tabelle 1 enthaltenen geschlechtsspezifischen Angaben bezogen auf die Gesamtbevölkerung mit Schulabschluß in der jeweiligen Schulbildungskategorie, die gelegentlich zur Analyse von Bildungsdifferentialen verwendet wird,[1] ist hier zum Zeitvergleich ungeeignet, da wesentliche Verschiebungen in der Geschlechterproportion stattfinden.

Tabelle 2 enthält geschlechtsspezifisch differenzierte Angaben zum Stand der Berufsausbildung im Jahre 1978. Eine zusätzliche Differenzierung nach Altersgruppen ermöglicht eine genaue Analyse der zeitlichen Entwicklung der Qualifikationsstruktur. Zur Ausschaltung von Altersstruktureffekten wurden die Beobachtungen in den einzelnen Ausbildungskategorien auf den Gesamtbestand in der jeweiligen Altersklasse bezogen (Ergebnisse in runden Klammern in Tabelle 2). Zur Untersuchung der Altersverteilung in den einzelnen Ausbildungskategorien wurden die Beobachtungen auf den Gesamtbestand der jeweiligen Ausbildungskategorie bezogen. (Ergebnisse in eckigen Klammern in Tabelle 2).

---

1) Vgl. Diekershoff/Diekershoff (1976), S. 1 f.

Tabelle 2: Wohnbevölkerung nach Berufsausbildungsabschluß 1978

Berufsausbildungsabschluß	Geschlecht	Alter (von...bis unter...Jahre) 20-25	25-30	30-40	40-50	50-60	60-65	65 u. mehr	Summe
Ohne Abschluß und ohne Angabe	m	825,8 (39,1) [14,4]	467,3 (23,1) [8,2]	905,6 (20,8) [15,8]	1066,0 (25,0) [18,6]	800,8 (25,6) [14,0]	309,7 (29,3) [5,4]	1343,0 (38,1) [23,5]	5718,2 (27,9)
	w	799,5 (39,5) [5,9]	716,9 (35,4) [5,3]	1664,8 (40,0) [12,3]	2360,0 (57,9) [17,4]	2483,3 (61,0) [18,3]	1063,8 (67,8) [7,8]	4474,9 (76,0) [33,0]	13563,2 (57,0)
	insg.	1625,3 (39,3) [8,4]	1184,2 (29,7) [6,1]	2570,4 (30,2) [13,3]	3426,0 (41,1) [17,8]	3284,1 (45,6) [17,0]	1373,5 (52,3) [7,1]	5817,9 (61,8) [30,2]	19281,4 (43,5)
Lehrausbildung und gleichwertiger Berufsschulabschluß	m	1195,4 (56,6) [10,6]	1191,6 (58,9) [10,5]	2473,1 (56,8) [21,8]	2413,4 (56,6) [21,3]	1783,0 (57,0) [15,7]	574,0 (54,3) [5,1]	1695,5 (48,1) [15,0]	11326,0 (55,3)
	w	1115,2 (55,1) [12,4]	1095,5 (54,1) [12,1]	2135,1 (51,3) [23,7]	1520,4 (37,3) [16,9]	1416,7 (34,8) [15,7]	543,4 (28,9) [5,0]	1283,6 (21,8) [14,2]	9019,9 (37,9)
	insg.	2310,6 (55,9) [11,4]	2287,1 (56,5) [11,2]	4608,2 (54,1) [22,6]	3933,8 (47,2) [19,3]	3199,7 (44,4) [15,7]	1027,4 (39,1) [5,0]	2979,1 (31,6) [14,6]	20345,9 (46,0)
Meister-, Technikerausbildung, gleichwertiger Fachschulabschluß	m	48,6 (2,3) [2,8]	141,6 (7,0) [8,2]	435,4 (10,0) [25,2]	430,7 (10,1) [25,0]	297,2 (9,5) [17,2]	97,2 (9,2) [5,6]	275,0 (7,8) [15,9]	1725,7 (8,4)
	w	48,6 (2,4) [10,6]	60,8 (3,0) [13,3]	112,4 (2,7) [24,5]	77,4 (1,9) [16,9]	69,2 (1,7) [15,1]	25,1 (1,6) [5,5]	64,8 (1,1) [14,1]	458,3 (1,9)
	insg.	97,2 (2,4) [4,5]	202,4 (5,0) [9,3]	547,8 (6,4) [25,1]	508,1 (6,1) [23,3]	366,4 (5,1) [16,8]	122,3 (4,7) [5,6]	339,8 (3,6) [15,6]	2184,0 (4,9)
Fachhochschulabschluß, Ingenieurschulabschluß	m	21,1 (1,0) [3,5]	74,9 (3,7) [12,5]	178,5 (4,1) [29,9]	132,2 (3,1) [22,1]	90,7 (2,9) [15,2]	26,4 (2,5) [4,4]	74,0 (2,1) [12,4]	597,8 (2,9)
	w	20,2 (1,0) [10,1]	30,4 (1,5) [15,2]	58,3 (1,4) [29,1]	28,5 (0,7) [14,2]	24,4 (0,6) [12,2]	9,4 (0,6) [4,7]	29,9 (0,5) [14,7]	200,6 (0,8)
	insg.	41,3 (1,0) [5,2]	105,2 (2,6) [13,2]	236,8 (2,8) [29,7]	160,7 (1,9) [20,1]	115,1 (1,6) [14,4]	35,8 (1,4) [4,5]	103,4 (1,1) [13,0]	798,4 (1,8)
Hochschulabschluß, Lehrerausbildung	m	21,1 (1,0) [2,0]	129,5 (6,4) [12,0]	361,4 (8,3) [33,5]	221,7 (5,2) [20,6]	156,4 (5,0) [14,5]	49,7 (4,7) [4,6]	137,5 (3,9) [12,8]	1077,3 (5,3)
	w	38,5 (1,9) [6,6]	121,5 (6,0) [21,0]	191,5 (4,6) [33,0]	89,7 (2,2) [15,5]	81,4 (2,0) [14,0]	15,7 (1,0) [2,7]	41,2 (0,7) [7,1]	579,5 (2,4)
	insg.	59,6 (1,4) [3,6]	251,0 (6,2) [15,1]	552,9 (6,5) [33,4]	311,4 (3,7) [18,8]	237,8 (3,3) [14,4]	65,4 (2,5) [3,9]	178,7 (1,9) [10,8]	1656,8 (3,7)
	m	2112 [10,3]	2023 [9,9]	4354 [21,3]	4264 [20,8]	3128 [15,3]	1057 [5,2]	3525 [17,2]	20463
	w	2024 [8,5]	2025 [8,5]	4162 [17,5]	4076 [17,1]	4071 [17,1]	1569 [6,6]	5888 [24,7]	23815
	insg.	4136 [9,3]	4049 [9,1]	8515 [19,2]	8340 [18,8]	7199 [16,3]	2626 [5,9]	9413 [21,3]	44278

Grundzahlen in 1000. Werte in runden Klammern in % bezogen auf den Gesamtbestand in der Altersklasse, in eckigen Klammern in % bezogen auf den Gesamtbestand in der Berufsausbildungskategorie. Rundungsfehler durch Verwendung von Prozentzahlen. Quelle: Gesellschaftliche Daten, 1979, S. 60. Ergebnisse des Mikrozensus 1978. Eigene Berechnungen.

Analysiert man die altersstrukturbereinigten Resultate von den höheren zu den niedrigeren Altersklassen, so zeigt sich für beide Geschlechter ein deutlicher Rückgang der Relevanz der Angaben "ohne Abschluß und ohne Angabe" und ein deutlicher Trend zur Höherqualifizierung. Diese Entwicklung ist besonders bei Frauen ausgeprägt. Die starke Annäherung der Zahlen in der Altersklasse der 20-25-jährigen dürfte allerdings nicht auf eine Egalisierung des Ausbildungsniveaus, sondern auf noch nicht vollzogene Ausbildungsstufen rückführbar sein. Betrachtet man die beiden darüberliegenden Altersklassen, so werden deutlich fortbestehende Ausbildungsdifferentiale sichtbar, die in bestimmten Ausbildungsgruppen (Meister-, Technikerausbildung und gleichwertige Fachschulabschlüsse, Fachhochschulabschluß, Ingenieurabschluß) besonders ausgeprägt sind. Eine Analyse der Altersstruktur in Tabelle 2 ergibt, daß die Qualifikationsstruktur insbesondere zuungunsten der älteren Frauen verläuft. Dies unterstützt die bereits gefundenen Ergebnisse.

Angesichts der bestehenden und der für Mitte/Ende der 80-er Jahre zu erwartenden Problemsituationen am Arbeitsmarkt kann eine sinnvolle politikrelevante Fragestellung in der Analyse der Weiterbildungsbereitschaft der Frau gesehen werden. Ein rascher wirtschaftlicher und sozialer Wandel in der Volkswirtschaft erfordert vom Individuum die Bereitschaft zur Neuorientierung, für die die Weiterbildungsbereitschaft ein wichtiges Signal darstellt. Weiterbildung hat positive Wirkungen auf eine neue oder dauerhafte Integration in den Arbeitsmarkt. Dies gilt insbesondere für die Frau, die wegen der Belastungen im Familienzyklus die Intensität ihrer Berufsorientierung im Lebenszyklus variieren muß.[1] Eine Verbesserung der Weiterbildungsbereitschaft kann somit Ziel

1) Dies ist eine status quo-Aussage. Partnerschaftliche Beziehungen sollen nicht ausgeschlossen werden. Dann unterliegen beide Partner den genannten besonderen Belastungen.

kurzfristiger bildungs- und arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen sein. Die Erfolgschancen dieser Maßnahmen müssen im Zusammenhang mit den Auswirkungen des gestiegenen Bildungsniveaus gesehen werden.

3. Ökonomische Theorie des Weiterbildungsverhaltens

In der arbeitsmarkttheoretischen Literatur wird seit geraumer Zeit auf die arbeitsmarktpolitische Relevanz der Ausbildung[1] eingegangen. Dabei werden Ausbildungsentscheidungen traditionell im Rahmen investititionstheoretischer Überlegungen gesehen.[2] In der Humankapitaltheorie investiert das Wirtschaftssubjekt in seine Ausbildung, wenn der erwartete Gegenwartswert des Lohneinkommens nach Beendigung der Ausbildung deren erwartete Kosten übersteigt. Dabei wird davon ausgegangen, daß bessere Ausbildung unmittelbar zu steigender Produktivität und damit zu steigendem Lohneinkommen führt.

Der informationsökonomische Ansatz der Ausbildung[3] greift die Gedanken der Humankapitaltheorie auf und berücksichtigt die Tatsache, daß bessere Ausbildung isoliert gesehen nicht unbedingt einen produktivitätssteigernden Effekt nach sich ziehen muß,[4] da aufgrund der zunehmend breiter werdenden Ausbildung das Wirtschaftssubjekt immer weniger berufsspezifische Fähigkeiten erlernt, die es direkt an seinem Arbeitsplatz verwenden kann. Häufig steht die Ausbildung in keinem oder nur einem geringen

1) Ausbildung wird hier im allgemeinen Sinne verstanden und beinhaltet auch die Weiterbildung.

2) Die Anfänge des Humankapitalansatzes reichen zwar zurück bis J.B. Say (1821), J.St. Mill (1878) und A. Smith (1937). Versuche zur Erklärung der Nachfrage nach Ausbildung wurden jedoch erstmals von Schultz (1959,1960) und Becker (1964) unternommen. Vgl. zur Geschichte des Humankapitalansatzes Kiker (1966). Weitere Ansätze zur Erklärung der Ausbildung sind zu finden bei Mincer (1962 ,1970).

3) Vgl. u.a. Spence (1973), 1976), Riley (1975).

4) Vgl. hierzu Spence (1973), Arrow (1973), Stiglitz (1975).

Zusammenhang zu der späteren Tätigkeit.[1] Damit ist es jedoch für den Unternehmer auch schwieriger, den richtigen Mann für den richtigen Arbeitsplatz auszuwählen.

Der informationsökonomische Ansatz der Ausbildung geht davon aus, daß neben der Ausbildung die von dieser nur mittelbar geförderten oder angeborenen Fähigkeiten einen großen Einfluß auf die Produktivität des Arbeiters ausüben. Damit sind Fähigkeiten gemeint, die nicht auf die Teilnahme am öffentlichen Bildungswesen wie Schulausbildung, Berufsausbildung und allgemein anerkannte Weiterbildung zurückzuführen sind. Da es jedoch für den Unternehmer sehr schwierig ist, diese individuellen Fähigkeiten zu beobachten, wird die Ausbildung als Indikator dafür herangezogen. Es wird dabei unterstellt, daß der Ausbildungsstand sehr häufig Auskunft über die Fähigkeiten des betreffenden Wirtschaftssubjektes gibt, wobei die Gefahr, daß untalentierte, unintelligente Menschen ein falsches Signal aufgrund hoher Ausbildung abgeben, als gering eingeschätzt wird, da bei Wirtschaftssubjekten mit geringen originären Fähigkeiten hohe Ausbildungskosten entstehen.[2] Ähnlich wie bei dem Humankapitalansatz maximiert das Wirtschaftssubjekt die Differenz zwischen dem Gegenwartswert des erwarteten Lohnzuwachses aufgrund zusätzlicher Ausbildung und deren Kosten. Da untalentierte und unintelligente Menschen wesentlich mehr Zeit für das Erreichen eines bestimmten Ausbildungszieles benötigen als begabtere Wirtschaftssubjekte und dies Kosten verursacht, ist ihr optimales Ausbildungsniveau auch niedriger als das der talentierteren Wirtschaftssubjekte.

Damit wird die Ausbildung hauptsächlich zum Selektionskriterium (Signal) für angeborene und erworbene Fähigkeiten, die der Unternehmer nicht oder nur schlecht beobachten kann, die jedoch einen

---

1) Dies gilt auch für die Berufsausbildung. Vgl. hierzu Sadowski (1981).

2) Vgl. Spence (1973), S. 358.

entscheidenden Einfluß auf die Produktivität des Wirtschaftssubjektes ausüben. Diese Position wird von Taubman (1976) unterstützt, der eine empirische Studie mit eineiigen Zwillingen durchführte. Sein Ergebnis ist, daß die Berücksichtigung der Fähigkeiten eines Wirtschaftssubjektes die Effekte der Ausbildung auf dessen Produktivität erheblich reduziert. Desweiteren zeigen empirische Untersuchungen eine starke Korrelation zwischen den Fähigkeiten eines Wirtschaftssubjektes und dessen Ausbildungsstand.[1)] Die Ausbildung als Signal ist deshalb entscheidend bei der Einstellung des Arbeitnehmers (weak version of the screening hypothesis)[2)] und verliert in ihrer Signalfunktion an Bedeutung, sobald der Arbeitgeber die Produktivität des Arbeitnehmers aufgrund von dessen Firmenzugehörigkeit selbst beurteilen kann (strong version of the screening hypothesis).

Mit Hilfe der üblichen investitionstheoretischen Analyse[3)] und einigen diskriminierenden Annahmen können Unterschiede zwischen der Humankapitaltheorie und der Informationsökonomie bezüglich des Weiterbildungsverhaltens abgeleitet werden. Unterstellen wir zunächst eine Verdienstfunktion [4)]

$$(1) \qquad y_t = a_t H_t + bF, \qquad a_t, b \geq 0,$$

wobei F die (zeitinvarianten) Fähigkeiten des Individuums darstellen. H_t ist der akkumulierte Humankapitalstock, y_t das Einkommen, a_t und b sind Parameter. Im Humankapitalansatz ist a_t

---

1) Vgl. z.B. Taubman (1975), S. 175; Becker (1964), S. 158, 162; Hause (1972), S. 131.

2) Vgl. Layard/Psacharopoulos (1974); Psacharopoulos (1979).

3) Die klassische Arbeit für den Humankapitalansatz ist Ben-Porath (1967).

4) Zur Vereinfachung werden ohne Auswirkung für die Gültigkeit der folgenden Darlegungen weitere erklärende Variable (wie etwa die Zeit) für die Verdienste nicht aufgenommen.

üblicherweise zeitinvariant ($a_t = \bar{a}$). Die Signaltheorie unterstellt dagegen, daß a_t nur im Einstellungszeitpunkt deutlich positiv ist und mit den Arbeitsjahren abnimmt. (Der Preisindex wird im folgenden konstant und gleich eins gesetzt.)

Zur Produktion von Humankapital durch Weiterbildung (W_t) werden Ressourcen ($\tilde{y}_t$) eingesetzt, wobei wir die Technologie

$$(2) \qquad W_t = \tilde{y}_t^{\alpha} \cdot F \qquad 0 < \alpha < 1$$

annehmen, die Effizienzvorteile für Individuen höherer Fähigkeitsstufen zulässt. Für die Nachfrage nach Ressourcen ergibt sich

$$(2') \qquad \tilde{y}_t = \left(\frac{W_t}{F} \right)^{\frac{1}{\alpha}} .$$

Wird nur ein Bruchteil der zur Verfügung stehenden Zeit (v_t) für die Vermarktung vorgesehen, so verbleibt unter Berücksichtigung von Weiterbildungsaktivitäten ein verfügbares Arbeitseinkommen (y_t^*) von

$$(3) \qquad y_t^* = v_t y_t - \tilde{y}_t = v_t y_t - \left(\frac{W_t}{F} \right)^{\frac{1}{\alpha}} .$$

Schließlich ist die Abschreibung des Kapitalstocks in Form von

$$(4) \qquad H_t = (1-\delta) \, (H_{t-1} + W_{t-1}) \qquad 0 < \delta < 1$$

zu berücksichtigen, wobei δ die Abschreibungsrate darstellt.

Unter den gegebenen Bedingungen (1) - (4) lohnt sich die Investition in Weiterbildung W_o, sofern die auf den Entscheidungszeitpunkt abdiskontierten Erträge die Kosten der Investition übersteigen:

$$(5) \qquad \sum_{t=1}^{T} v_t a_t \left(\frac{1-\delta}{1+r}\right)^t W_o > \left(\frac{W_o}{F}\right)^{\frac{1}{\alpha}} .$$

Dabei ist T der Planungshorizont und r die Zeitdiskontierungsrate. Für die Analyse wird unterstellt, daß der Zeitpfad der Erwerbsbeteiligung (v_t; t = 1,2,...,T) exogen gegeben ist. Die optimale Investitionsentscheidung impliziert Gleichheit von Grenzkosten und Grenzertrag

$$(6) \qquad R_o := \sum_{t=1}^{T} v_t a_t \left(\frac{1-\delta}{1+r}\right)^t = \frac{1}{\alpha} \left(\frac{W}{F}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \cdot \frac{1}{F},$$

woraus

$$(7) \qquad W = F(\alpha F R_o)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

folgt.

Betrachten wir zwei Gruppen von Frauen, von denen die einen bereits arbeiten, die anderen zu arbeiten planen. Kontrolliert wird beim Gruppenvergleich über die persönlichen Charakteristika der Individuen (Alter, Ausbildungsniveau, Familienstand, Zahl der Kinder, etc.). Bei Gültigkeit der Signaltheorie ist zu erwarten, daß bereits im Arbeitsmarkt befindliche Frauen nur wenig Weiterbildung nachfragen, da ihre Fähigkeiten bekannt sind und Signale keine Wirkung mehr haben und somit a_t im gesamten Wertebereich klein ist. Umgekehrt ist die Weiterbildungsbereitschaft groß, wenn eine Berufstätigkeit geplant wird, da bei einer Einstellung ein hohes a_t zu erwarten ist.

Dagegen ist bei Gültigkeit der Humankapitaltheorie, in beiden Gruppen ein etwa gleiches Weiterbildungsverhalten zu erwarten. Allerdings kann Unsicherheit über die Verwertbarkeit der Investitionen zu einer größeren Weiterbildungsbereitschaft bei bereits berufstätigen Frauen führen. Dies verbessert zusätzlich die Testbarkeit unseres Ansatzes. Die Signaltheorie kann als bestätigt gelten, wenn die Weiterbildungsbereitschaft bereits arbeitender Frauen weniger ausgeprägt ist, als wenn sie zu arbeiten planen.

Seit Beginn der siebziger Jahre werden unterschiedliche Tests zur Überprüfung der Gültigkeit der Humankapitaltheorie und der Signaltheorie herangezogen. Unterschiede in der Weiterbildungsbereitschaft von Frauen sind unseres Wissens bisher nicht Grundlage der Untersuchungen gewesen. Taubman/Wales (1973) untersuchen in ihrer Arbeit den Einfluß von Ausbildung, Fähigkeiten, Alter etc. auf die Höhe des Einkommens. Sie kommen zu dem Ergebnis, daß eine Vernachlässigung gewisser Fähigkeiten eines Wirtschaftssubjektes bei der Erklärung seiner Einkommenshöhe den Koeffizienten der Ausbildung um etwa 35 % verzerrt.[1)] Sie stützen damit die Signaltheorie und schlußfolgern, "that education itself is being used as a screening device to prevent those with low educational attainment from entering the high-paying occupation." [Taubman/Wales (1973), S. 46]

Dagegen deuten die Ergebnisse von Layard/Psacharopoulos (1974) eher auf eine Gültigkeit der Humankapitaltheorie hin. Sie kommen zu dem Ergebnis, daß die Ertragsrate der Schulausbildung von Schulabgängern mit und ohne Abschlußprüfung gleich ist. Dies läßt vermuten, daß die Arbeitgeber nicht die Examina, sondern die Ausbildungsjahre als Signal ansehen. Desweiteren sinkt in ihrer Analyse nicht der Erklärungswert der Ausbildung für die Einkommenshöhe mit zunehmender Berufserfahrung. Dies ist ein Widerspruch zur Signaltheorie, die behauptet, daß die Bedeutung des Signals Ausbildung mit zunehmender Berufserfahrung abnimmt, da der Arbeitgeber die Produktivität des Arbeitnehmers selbst einschätzen kann.

Wolpin (1977), Riley (1979) sowie Katz/Ziderman (1980) unterscheiden für den Test der Screening-Hypothese zwischen abhängig Beschäftigten und Selbständigen. Untersucht werden folgende Be-

---

1) Vgl. hierzu auch Widmaier (1981).

hauptungen der Signaltheorie: Das Ausbildungsniveau der Selbständigen ist niedriger als das der abhängig Beschäftigten, da nur letztere Gruppe ein Ausbildungssignal an ihren Arbeitgeber abgeben muß. Deshalb ist das abdiskontierte Einkommen der Selbständigen niedriger als das der abhängig Beschäftigten. Ist jedoch der Ausbildungsstand von beiden Gruppen gleich, ist die Produktivität und damit das Einkommen der Selbständigen im Durchschnitt höher. Wolpins Testgruppe besteht aus ehemaligen Soldaten des zweiten Weltkrieges, die keine akademische Ausbildung besitzen. Er kommt zu dem Ergebnis, daß die Schulausbildung der Selbständigen nur unwesentlich niedriger ist als die der abhängig Beschäftigten. Bei Katz/Ziderman ist dagegen die Unterstützung der Signaltheorie in diesem Punkt für Daten von Israel wesentlich stärker. Auch Rileys Untersuchung stützt eher die Signaltheorie. Bei ihm ist das Einkommen der Selbständigen höher und die Varianz der Einkommen nach mehreren Berufsjahren ist im Vergleich zu der der Anfangsgehälter höher.

Psacharopoulos (1979) untersucht nochmals in einem anderen Zusammenhang die Aussage der Signaltheorie, daß die Bedeutung des Signals Ausbildung mit zunehmenden Berufsjahren abnimmt. Für den Test trennt er die Wirtschaft in einen privaten und einen öffentlichen Bereich und geht davon aus, daß in den privatwirtschaftlich organisierten Unternehmen die Produktivität bei Einstellung und Bezahlung eine größere Rolle spielt. Damit muß gemäß dem Humankapitalansatz das Ausbildungsniveau in der freien Wirtschaft höher sein als im öffentlichen Dienst. Dieser Widerspruch zur Signaltheorie ist auch das Ergebnis seiner empirischen Untersuchung

4. Datenmaterial und methodisches Vorgehen

Das Datenmaterial, das dieser Untersuchung zugrundeliegt, wurde von Diekershoff/Diekershoff (1976) im Auftrag des Bundesministeriums für Jugend, Familie und Gesundheit im ersten Halbjahr 1975

erhoben. Die Grundgesamtheit für die bundesweite Repräsentativerhebung war die weibliche Bevölkerung der Bundesrepublik Deutschland (ohne West-Berlin) mit deutscher Staatsangehörigkeit im Alter zwischen 20 und 45 Jahren. Die untere Altersbegrenzung wurde gewählt, um Frauen auszuschließen, die sich noch in der Phase ihrer primären beruflichen Sozialisation befanden. Die Zugehörigkeit zu dieser Phase wurde auch für Frauen über 20 als Ausschlußkriterium verwendet, um Interferenzwirkungen auszuschliessen.[1)]

Infolge der unterschiedlichen Antwortbereitschaft der befragten Frauen reduzierte sich der hier verwendete Datensatz von 1502 auf 1418 Beobachtungen. Aus 17 ausgewählten Variablen wurden die für die Analyse erforderlichen 7 Variablen ermittelt, wobei in einigen Fällen verschiedene Variablen in anderen Kategorien zusammengefaßt wurden, um eine befriedigende Besetzung der Zellen der zu untersuchenden Kontingenztabelle zu gewährleisten. Das aufbereitete Datenmaterial enthält folgende Variablen:

I : Einschätzung der eigenen Informationen über Weiterbildungsmaßnahmen
(1) gut (2) einigermaßen (3) schlecht

TW : Bisherige Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen
(1) mindestens einmal (2) bisher nicht

W : Bereitschaft zur Weiterbildung
(1) Weiterbildung geplant (2) prinzipiell zur Weiterbildung bereit (3) kein Interesse an Weiterbildung

BW : Beurteilung der Weiterbildungsmöglichkeiten
(1) Angebot muß verbessert werden (2) Angebot ist ausreichend oder keine Stellungnahme

L : Berufsorientierung
(1) berufstätig (2) Berufstätigkeit geplant
(3) keine Berufstätigkeit geplant

---

1) Vgl. für weitere methodische Details Diekershoff/Diekershoff (1976), S. 21 ff.

A : Ausbildungsniveau
(1) hoch (2) mittel (3) niedrig

Z : Demographischer Indikator für Arbeitsmarktorientierung
(1) unbelastet (2) wenig belastet (3) belastet

Für die Konstruktion der Variablen Ausbildungsniveau (A) wurden die Informationen "Schulabschluß" und "abgeschlossene berufsqualifizierende Ausbildungsmaßnahmen" zugrundegelegt. Der demographische Indikator (Z) verarbeitet die Informationen Alter, Familienstand und Belastungen durch Kinder im Hinblick auf die Arbeitsmarktorientierung der Frau. Eine nähere Beschreibung der Variablenkonstruktion erfolgt im Anhang. In Tabelle 3 sind die Verteilungen der Variablen auf die einzelnen Kategorien zusammengestellt. Alle Variablen sind qualitativ, aber ordinal interpretierbar.

Tabelle 3: Verteilung der Individuen auf die Kategorien der Variablen

Variable \ Kategorie	1	2	3
I	324	537	557
TW	352	1066	-
W	227	638	553
BW	364	1054	-
L	656	430	332
A	215	695	508
Z	267	426	725

Als Folge des kategorialen Charakters aller Daten, d.h. auch der endogenen Variablen, ist der Störterm in der Schätzgleichung

diskret und die übliche Normalverteilungsannahme der Regressionsanalyse nicht mehr angemessen. In dieser Forschungssituation ist die Anwendung der Klasse der bedingten Quantal Response Modelle[1] sinnvoll, mit deren Hilfe die Einflüsse der Kategorien der exogenen Variablen auf die Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten der Kategorien der endogenen Variablen analysiert werden können. Durch geeignete Verteilungsannahmen können verschiedene statistische Modelle formuliert werden, deren bekannteste Varianten die Logit- und Probit-Modelle darstellen.[2] Die hier verwendete statistische Schätzmethode basiert auf der u.a. von Birch (1963) und Goodman (1972, 1978) entwickelten Modellklasse der multivariaten log-linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle, die von Nerlove/Press (1973, 1976) um die Klasse der multivariaten bedingten Logit- oder log-linearen Modelle erweitert wurden.

Unterstellen wir zunächst ein univariates log-lineares Modell der Form $(Y|X)$ zwischen der abhängigen Variablen Y mit den Kategorien $i = 1,2,...,I$ und der unabhängigen Variablen X mit den Kategorien $k = 1,2,...,K$. Sei V_i eine stochastische latente Variable für den Nutzen des Individuums bei der Wahl der Alternative i, wobei die formale Beziehung[3]

$$(8) \qquad V_i = S(i|k) + U_i \qquad i=1,2,...,I$$

gilt. Der deterministische Ausdruck $S(i|k)$ stellt die später

---

1) Vgl. Thurstone (1927); McFadden (1974, 1976, 1981); Amemiya (1981).

2) Vgl. für eine elementare vergleichende Einführung Judge et al. (1980), S. 583 ff; Pindyck/Rubinfeld (1976), S. 237 ff; Amemiya (1981). Logit-Modelle sind im Vergleich zu Probit-Modellen leichter und kostengünstiger schätzbar und führen in der Praxis zu sehr ähnlichen Resultaten. (Vgl. Haberman (1978), S. 344; Amemiya (1981), S. 1502).

3) Hinter Gleichung 1 steht formal die indirekte Nutzenfunktion. Vgl. im folgenden McFadden (1974); Hausman/Wise (1978).

näher zu präzisierende Parametrisierung des Modellzusammenhanges, U_i einen Störterm mit Erwartungswert Null dar. Die Wahrscheinlichkeit, daß ein nutzenmaximierendes Individuum die Alternative i wählt, wenn es sich in Kategorie k befindet, ist

$$(9) \quad Pr(Y=i|X=k)=Pr(V_i=\max_{i'}\{V_{i'}\}|X=k). \qquad i,i'=1,2,...,I.$$

Unterliegt Pr (Y=i|X=k) der multivariaten logistischen Verteilung, so gilt

$$(10) \quad Pr(Y=i|X=k)=\frac{\exp(S(i|k))}{\sum_{i'=1}^{I}\exp(S(i'|k))}$$

Der deterministische Teil in Gleichung (8) sei wie folgt linear approximiert:

$$(11) \quad S(i|k) = \sum_{i'=1}^{I}(\alpha^{Y}_{i'} + \sum_{k'=1}^{K}\beta^{YX}_{i'k'} \cdot d_{k'}(k))d_{i'}(i)$$

Dabei gilt:

$$(12) \quad d_{+'}(+) = \begin{cases} 1 & \text{wenn } +' = + \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \qquad \text{mit } + = k,i$$

$d_{k'}(k)$ und $d_{i'}(i)$ sind Dummy-Variable zur Separierung der kategorialen Einflüsse, $\beta^{YX}_{i'k'}$ sind bivariate Interaktionseffekte für die Einflüsse der Variablen X auf die Variable Y und $\alpha^{Y}_{i'}$ sind (von X unbeeinflußte) Konstante, die Haupteffekte genannt werden.

Erweitert man nun das analysierte Modell um eine endogene Variable Z mit den Kategorien j=1,2,...,J so erhält man aus (Y,Z|X) analog

$$(13)\quad Pr(Y=i,Z=j|X=k)=\frac{\exp(S(i,j|k))}{\sum_{i'=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\exp(S(i,j|k))}$$

mit

$$(14)\quad S(i,j|k)=\sum_{i'=1}^{I}(\alpha_{i'}^{Y}+\sum_{k'=1}^{K}\beta_{i'k'}^{YX}\cdot d_{k'}(k))d_{i'}(i)$$

$$+\sum_{j'=1}^{J}(\alpha_{j'}^{Z}+\sum_{k'=1}^{K}\beta_{j'k'}^{ZX}\cdot d_{k'}(k))d_{j'}(i)$$

$$+\sum_{i'=1}^{I}\sum_{j'=1}^{J}(\beta_{i'j'}^{YZ}+\sum_{k'=1}^{K}\delta_{i'j'k'}^{YZX}\,d_{k'}(k))d_{i'}(i)d_{j'}(j)$$

Das System (13) und (14) kann nach Verarbeitung von Gleichung (12) in die vereinfachte log-lineare Form

$$(15)\quad \log P_{ij|k}=\mu_{k}+\alpha_{i}^{Y}+\alpha_{j}^{Z}+\beta_{ik}^{YX}+\beta_{jk}^{ZX}+\beta_{ij}^{YZ}+\delta_{ijk}^{YZX}$$

überführt werden, wobei μ_k die durch die Normierung in Gleichung (13) notwendige Konstante darstellt. Nennen wir die Parametersätze α^Y, α^Z, β^{YX}, β^{ZX}, β^{YZ}, δ^{YZX} Konfigurationen, so sollen sich analog zur Varianzanalyse (ANOVA) die Parameter bezüglich jedes Indexes zu Null addieren, wobei beispielsweise

$$\sum_{i}\beta_{ij}=\sum_{j}\beta_{ij}=0$$

gilt. Das Modell (15) kann dann unter der Annahme der Multino-

mialverteilung mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt werden, wobei die Likelihoodfunktion als

$$(16)\quad L(m_{ijk}|\alpha,\beta,\delta) \propto \prod_{i=1}^{I} \prod_{j=1}^{J} \prod_{k=1}^{K} Pr(Y=i,Z=j|X=k)^{m_{ijk}}$$

geschrieben werden kann. In Gleichung (16) bezeichnet m_{ijk} dabei die Beobachtungszahl der Zelle (i,j,k) der analysierten Kontingenztabelle. Das Modell (15) ist saturiert,[1] da genau soviel freie Parameter geschätzt werden, wie freie Zellen zur Verfügung stehen. Freiheitsgrade werden gewonnen, wenn beispielsweise die trivariaten Interaktionen δ_{ijk}^{YZX} unterdrückt werden.

Ein Nachteil des log-linearen Modells ist die eingeschränkte strukturelle Interpretationsfähigkeit des Modellansatzes zur Analyse von Beziehungen zwischen endogenen Variablen des Systems. Interaktionen zwischen Y und Z in Gleichung (15) können darauf zurückzuführen sein, daß die Residuen der Einzelgleichungen korreliert sind, weil für beide Gleichungen wichtige exogene Variable nicht in den Ansatz einbezogen wurden. Sie können andererseits darin begründet sein, daß ein rekursives oder ein simultanes System vorliegt. Zwischen diesen Alternativen kann statistisch nicht diskriminiert werden. Kausale Interpretationen der Beziehungen zwischen den endogenen Variablen basieren auf ökonomischen und statistischen a priori-Annahmen. Bei Existenz einer Wechselwirkung zwischen den endogenen Variablen ermöglicht der log-lineare Ansatz zudem nur eine Schätzung der Simultanbeziehung ($Y \leftrightarrow Z$) und nicht ihre Zerlegung in die Teilbeziehungen ($Y \rightarrow Z$) und ($Z \rightarrow Y$).

Gleichung (15) beschreibt detailliert die Beziehungen zwischen den Kategorien der beteiligten Variablen. Da wir hier an der Analyse der Gesamtzusammenhänge interessiert sind, verwenden wir ein von Kawasaki/Zimmermann (1981) vorgeschlagenes statistisches Ver-

---

1) Vgl. Goodman (1972).

fahren, das die Informationen der Parameterschätzungen mittels bekannter statistischer Assoziationsmaße reduziert. Diesem Ansatz liegt die Überlegung zugrunde, daß Gleichung (15) in delogarithmierter Form als Produkt von komponentweisen Wahrscheinlichkeiten geschrieben werden kann.[1)]

$$(17)\quad Pr(Y,Z|X)=S\cdot P\hat{r}^{c}(Y)P\hat{r}^{c}(Z)P\hat{r}^{c}(Y,X)P\hat{r}^{c}(Z,X)P\hat{r}^{c}(Y,Z)P\hat{r}^{c}(Y,Z,X),$$

wobei S eine Konstante darstellt und

$$(18)\quad P\hat{r}^{c}(Y=i,\ X=k)=\frac{\exp(\beta_{ik}^{YX})}{\sum_{i'=1}^{I}\sum_{k'=1}^{K}\exp(\beta_{i'k'}^{YX})}$$

das Konstruktionsverfahren der komponentweisen Wahrscheinlichkeiten exemplarisch beschreibt.[2)] Die in (18) vorliegende Beziehung kann als partielle Kontingenztabelle zwischen den Variablen Y und X angesehen und mit Assoziationsmaßen ausgewertet werden.

Für die empirische Anwendung soll hier das Assoziationsmaß γ herangezogen werden.[3)] γ mißt die Differenz der Wahrscheinlichkeiten für einen positiven und einen negativen Zusammenhang zwischen zwei ordinalen Variablen, wobei zur einfacheren Interpretation der Wertebereich auf das Intervall [-1, 1] normiert ist. 1(-1) bezeichnet einen perfekten positiven (negativen) Zusammenhang. Der Gamma-Koeffizient ist eine komplexe Funktion der in Gleichung (8) berechneten komponentweisen Wahrscheinlichkeiten und steht deshalb mit den geschätzten Parametern des log-linearen Wahrscheinlichkeitsmodells in einer nichtlinearen Beziehung. Diese Beziehung kann ausgenutzt werden, um unter Verwendung der Varianz-Kovarianz-Matrix der β-Koeffizienten die Varianz von γ zu berechnen.

---

1) Vgl. Kawasaki/Zimmermann (1981), S. 93.

2) Vgl. Kawasaki/Zimmermann (1981).

3) Für technische Details vgl. Kawasaki/Zimmermann (1981).

Da γ eine spezifische Assoziationshypothese zwischen ordinalen Variablen zu erfassen sucht, kann aus $\gamma=0$ nicht auf Unabhängigkeit zwischen den Variablen geschlossen werden. Wenn nicht-monotone Zusammenhänge zwischen den Variablen vorliegen, können durchaus signifikante β-Parameter geschätzt worden sein. Da aus Platzgründen im empirischen Teil der Arbeit die β-Koeffizienten nicht angegeben werden, wird dort für die Variablen-Zusammenhänge jeweils neben dem γ-Koeffizienten der χ^2-Wert der Konfiguration errechnet, um auf Unabhängigkeit zu prüfen.

5. Empirische Ergebnisse

Das im letzten Abschnitt beschriebene Datenmaterial ermöglicht die in der theoretischen Sektion entwickelte Teststrategie zur Diskriminierung zwischen Humankapitaltheorie und Informationsökonomie. Gleichzeitig ist es zweckmäßig, die empirische Analyse im Kontext eines größeren Modellzusammenhangs vorzunehmen, um Kontrollvariable zur Separierung unterschiedlicher Charakteristika zwischen den Individuen zuzulassen. Für die Untersuchung stehen die Variablen Ausbildungsniveau (A), demographischer Indikator für die Arbeitsmarktorientierung (Z), bisherige Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen (TW), Grad der Informiertheit über Weiterbildungsveranstaltungen (I), Bereitschaft zur Weiterbildung (W), Beurteilung der Weiterbildungsmöglichkeiten (BW) sowie die Berufsorientierung (L) zur Verfügung.

Nach Gleichung (7) ist die Weiterbildungsbereitschaft (W) von der Integration in den Arbeitsmarkt und den individuellen Fähigkeiten abhängig. Da von hoher Korrelation zwischen Ausbildungsniveau und Fähigkeiten ausgegangen werden kann, wird für diesen Faktor die Variable A als Indikator herangezogen. Für die Integration in den Arbeitsmarkt verwenden wir die Variable Berufsorientierung (L). Als Kontrollvariable zur Erfassung unterschiedlicher Charakteristika der Individuen werden die Variablen demographische Belastung (Z), Informationsgrad über Weiterbildungs-

möglichkeiten (I) und Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen (TW) berücksichtigt.

Somit gilt formal die Beziehung

(19) $(W|L,A,TW,Z,I)$,

wobei aus den theoretischen Überlegungen zu Gleichung (7) eine positive partielle Beziehung zwischen den Variablen der Konfiguration $(W|A)^c$ folgt. Die Kosten der Weiterbildung sinken bei höherem Ausbildungsstand (größeren Fähigkeiten). Deshalb ist das aus der Maximierung der Differenz zwischen dem Gegenwartswert des zusätzlichen Lohneinkommens und den Kosten der Weiterbildung resultierende optimale Weiterbildungsniveau (und damit die Weiterbildungsbereitschaft) um so höher, je besser das bereits vorhandene Ausbildungsniveau ist.

Eine ebenfalls positive partielle Beziehung wird zwischen den Variablen der Konfiguration $(W|I)^c$ angenommen, was eine größere Weiterbildungsbereitschaft bei steigendem Informationsgrad unterstellt. Der Zusammenhang in der Konfiguration $(W|TW)^c$ ist aus theoretischer Sicht offen. Ein positiver (negativer) Zusammenhang würde auf selbstverstärkende (abschwächende) Einflüsse der Weiterbildung hindeuten.

Der Indikator für die demographische Belastung (Z) kann zwei entgegengesetzt wirkende Effekte auf die Weiterbildungsbereitschaft ausüben. Zum einen kann sich die Zeitrestriktion der Frauen auswirken, die bei großer (familiärer) Belastung schon aus zeitlichen Gründen eine Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen unmöglich macht. Zum anderen kann das Phänomen eine Rolle spielen, daß Weiterbildung als Konsumgut nachgefragt wird,[1] um dem

---

1) Schultz (1963) erklärt die Nachfrage nach Ausbildung durch drei Faktoren: durch des Investitionsargument, durch das Argument, daß das Teilnehmen an Ausbildungsveranstaltungen Nutzen stiftet und durch die Tatsache, daß bessere Ausbildung die Konsumtion anderer Güter erleichtert bzw. verbessert.

Familienalltag zu entgehen, oder eine effizientere Haushaltsproduktion zu ermöglichen.[1)]

Aus den theoretischen Überlegungen folgt bezüglich des Gesamtzusammenhangs zwischen den Variablen in der Konfiguration $(W|L)^c$ nur, daß keine negative Assoziation vorliegen darf. Dies gilt sowohl für den Humankapitalansatz, wie für die Informationsökonomie. Diskriminierungsmöglichkeiten ergeben sich allerdings aus den Parameterschätzungen zwischen den Kategorien der beiden Variablen. So ist mit der Informationsökonomie (Humankapitaltheorie) konsistent (inkonsistent), daß die Weiterbildungsbereitschaft bei der Gruppe von Frauen, die ihre Berufstätigkeit planen, signifikant größer ist als bei bereits berufstätigen Frauen. Dies soll empirisch überprüft werden.

Die in Gleichung (19) exogene Berufsorientierung (L) soll im empirischen Modell endogen erfaßt werden. Als Beziehung unterstellen wir

(20) $(L|A,Z,TW)$,

wobei der Zusammenhang zwischen der Berufsorientierung (L) und der demographischen Belastung (Z) als positiv angesehen wird. Desweiteren gehen wir davon aus, daß die Berufsorientierung der Frau mit steigendem Ausbildungsniveau (A) zunimmt, da mit höherer Ausbildung die Arbeit in der Regel interessanter ist und besser entlohnt wird. Schließlich ist im Umkehrschluß aus den informationsökonomischen Überlegungen des Abschnitts 3 zu folgern, daß eine bereits vorgenommene Weiterbildung (TW) auf eine hohe Berufsorientierung hindeutet.

---

1) Liebowitz (1974) zeigt, daß sich das Ausbildungsniveau der Mutter positiv auf den Intelligenzquotienten der Kinder auswirkt. Benham (1974) kommt zu dem Ergebnis, daß bei gegebenem Ausbildungsstand des Mannes eine höhere Ausbildung der Frau mit einem höheren Einkommen des Mannes verbunden ist.

Der Informationsstand der Frauen über ihre Weiterbildungsmöglichkeiten (I) soll von ihrem Ausbildungsniveau (A), ihrer Weiterbildungsbereitschaft (W) und der bisherigen Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen abhängen:

(21) (I|A,W,TW).

Wir gehen davon aus, daß je höher das Ausbildungsniveau der Frau ist, sie umso besser mit den Weiterbildungsmöglichkeiten vertraut ist. Desweiteren kann angenommen werden, daß je mehr die Frauen zur Weiterbildung bereit sind, sie umso eher und intensiver sich bereits über die Weiterbildungsmöglichkeiten informiert haben. Schließlich verbessert die Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen das Informationsniveau der Frau.

Mit zunehmender Bereitschaft zur Weiterbildung (W) kann der Wunsch nach einer Verbesserung des (künftigen) Weiterbildungsangebots entstehen. Interpretiert man die Variable "Beurteilung der Weiterbildungsmöglichkeiten" (BW) mit den möglichen Antworten "Angebot muß verbessert werden" und "Angebot ist ausreichend oder keine Stellungnahme" als Nachfrageindikator für Qualität, so ist mit einem positiven Zusammenhang zwischen beiden Variablen zu rechnen.

(22) (BW|W,TW)

Gleichung (22) berücksichtigt schließlich als Kontrollvariable die bisherige Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen (TW).

Die Struktur des Modells (19) - (22) ist in Schema 1 zusammengefaßt. Die in Kreisen stehenden Variablen L, W, I und BW sind endogen, die von einem Quadrat umschlossenen Variablen TW, A und Z exogen. Zwischen den endogenen Variablen W und I besteht eine simultane Beziehung, die mit Hilfe des log-linearen Modells

nicht adäquat untersucht werden kann.[1] Das System wurde simultan geschätzt, wobei für alle Konfigurationen, an denen endogene Variable beteiligt sind, nur bivariate signifikant waren. Die in Schema 1 enthaltenen Schätzergebnisse der Assoziationsmaße χ^2 und γ beruhen deshalb auf einer Systemschätzung, die alle höheren Konfigurationen, an denen endogene Variable beteiligt sind, vernachlässigt. (Aus Platzgründen wird auf eine vollständige Publikation aller Parameterschätzungen verzichtet.)

Die Schätzergebnisse bezüglich der Assoziation zwischen den beteiligten Variablen, wie sie in Schema 1 dargestellt sind, entsprechen überwiegend den Erwartungen. Die bereits erfolgte Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen (TW) hat mit den Variablen Informationsgrad über Weiterbildungsmöglichkeiten (I), Weiterbildungsbereitschaft (W) und Berufsorientierung (L) einen positiven Zusammenhang. Bezüglich der Beurteilung der Weiterbildungsmöglichkeiten (BW) übt sie keinen Einfluß aus. Das Ausbildungsniveau (A) beeinflußt den Informationsgrad (I) und die Weiterbildungsbereitschaft (W) positiv, hat aber keine signifikante ordinale (aber eine signifikante nominale) Assoziation mit der Berufsorientierung (L).

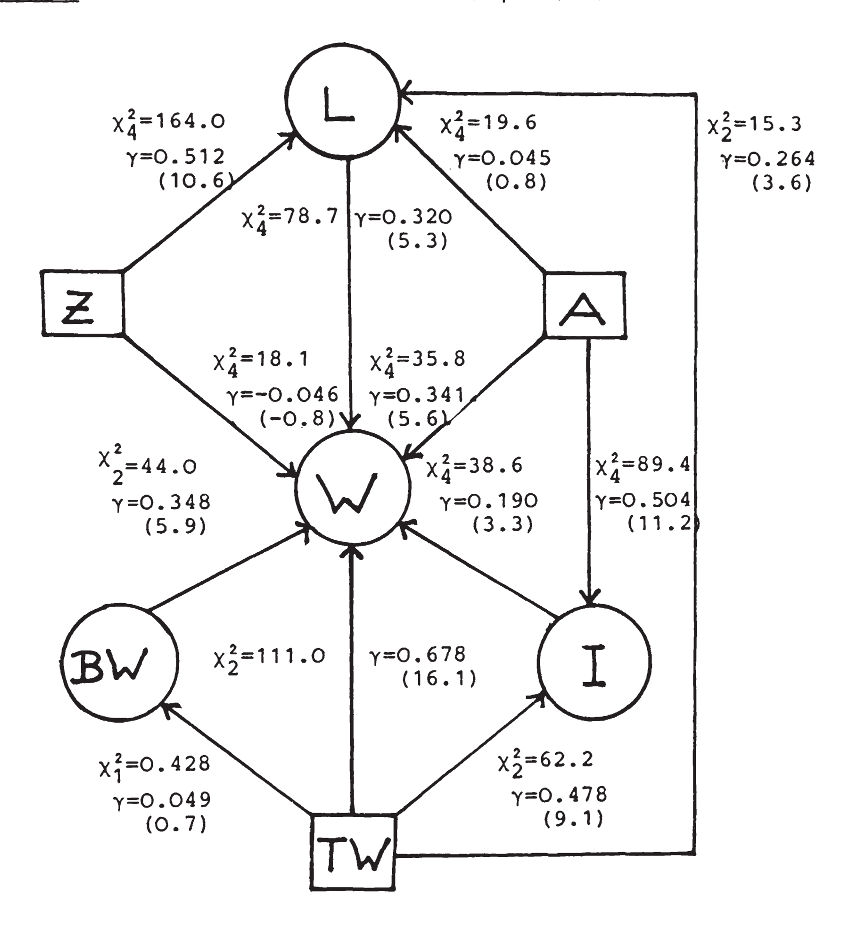
Die demographische Variable (Z) beeinflußt die Berufsorientierung (L) positiv, hat aber keine signifikante ordinale (aber eine signifikante nominale) Assoziation mit der Weiterbildungsbereitschaft (W). W wird wiederum von L positiv beeinflußt und hat mit der Beurteilung der Weiterbildungsmöglichkeiten (BW) und dem Informationsgrad (I) einen positiven Zusammenhang.

Die in der Beziehung (A → L) und (Z → W) auftretende Nullkorrelation bezüglich der ordinalen Interpretation der Kategorien bei Signifikanz des nominalen Assoziationsmaßes χ^2 deutet auf Nichtmonotonität der Zusammenhänge zwischen den Variablen hin. Dies

---

1) Vgl. die methodische Diskussion in Abschnitt 4.

Schema 1: Geschätztes Modell (L,W,BW,I|Z,A,TW)[1]



---

1) t-Werte (absolut) in Klammern. N in χ^2_N bezeichnet die Zahl der Freiheitsgrade. L Berufsorientierung; W Bereitschaft zur Weiterbildung; BW Beurteilung der Weiterbildungsmöglichkeiten; I Einschätzung der eigenen Informationen über Weiterbildungsmaßnahmen; Z Demographischer Indikator für Berufsorientierung; A Ausbildungsniveau; TW Bisherige Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen.

mag zumindest für die erstgenannte Relation überraschen. Andererseits ist diese Beziehung nicht mit der Interaktion zwischen Ausbildung und mengenmäßigem Arbeitsangebot gleichzusetzen, für die häufig ein positiver Zusammenhang vermutet wird. Dies wird dadurch begründet, daß Investitionen in Humankapital oder Marktsignale sich auszahlen sollen.[1] Allerdings haben empirische Prüfungen dieser Überlegungen nicht immer zu einer Bestätigung geführt.[2]

Bezüglich der Beziehungen (Z → W) zeigt eine genauere Analyse der Parameterschätzungen (β^{WZ}), daß die (partielle) Weiterbildungsbereitschaft aufgrund hoher demographischer Belastung in etwa der aufgrund niedriger demographischer Belastung entspricht. Die niedrigste Weiterbildungsbereitschaft besteht in der Kategorie "mittlere Belastung". Diese Ergebnisse können Hinweise auf einen (partiellen) Konsumgutcharakter der Weiterbildung geben.

Entscheidend für die Diskriminierung zwischen Humankapitaltheorie und Informationsökonomie ist eine Analyse der Parameterkonfiguration β^{WL}. In Tabelle 4 sind die Parameterschätzungen dieser Konfiguration erfaßt. Besonders ausgeprägt (positiv) ist der Zusammenhang zwischen dem Desinteresse an einer Berufstätigkeit und an der Weiterbildung (β_{33}^{WL} = 0,60). Ist eine Berufstätigkeit geplant, so ist der Effekt für eine bereits geplante Weiterbildung etwas größer (aber nicht signifikant, vgl. Tabelle 4) als bei Berufstätigkeit. Die prinzipielle Bereitschaft zur Weiterbildung ist dagegen bei einer geplanten Berufstätigkeit erheblich größer (und statistisch signifikant, vgl. Tabelle 4) als bei Berufstätigkeit. Vergleicht man schließlich den Nettoeffekt ($\beta_{11}^{WL} + \beta_{21}^{WL} - \beta_{12}^{WL} - \beta_{22}^{WL}$) zwischen den Kategorien Berufstätigkeit und geplante Berufstätigkeit, so dominiert eindeutig die letztge-

1) Vgl. Hofbauer (1979), S. 220.

2) Vgl. Hofbauer (1979), S. 221; Franz (1981), S. 102.

nannte. Dies ist konsistent mit dem Ansatz der Informationsökonomie

Tabelle 4: Parameterschätzungen der Konfiguration β^{WL}

		Berufsorientierung (L) berufstätig	geplant	kein Interesse
Weiterbildungsbereitschaft (W)	geplant	0,2221 (2,6)	0,2525 (2,8)	-0,4746 (-3,8)
	bereit	-0,1015 (-1,7)	0,2220 (3,6)	-1,1205 (-1,5)
	kein Interesse	-0,1206 (-1,8)	-0,4745 (-6,7)	0,5951 (7,4)

Parametertests:

$(\beta_{11}^{WL} - \beta_{12}^{WL}) = -0{,}0304$ (0,2)

$(\beta_{21}^{WL} - \beta_{22}^{WL}) = -0{,}3235$ (3,6)

$(\beta_{11}^{WL} + \beta_{21}^{WL} - \beta_{12}^{WL} - \beta_{22}^{WL}) = -0{,}3540$ (3,2)

t-Werte (absolut) in Klammern.

6. Diskussion

Die vorliegende Studie suchte im Kontext eines sozio-ökonomischen Modells nach Determinanten für die Weiterbildungsbereitschaft von Frauen. Im Mittelpunkt stand dabei die Frage nach der relativen Bedeutung von Informationsökonomie und Humankapitaltheorie. Unsere Ergebnisse geben Hinweise für die Relevanz des informationsökonomischen Ansatzes zur Erklärung der Weiterbildungsbereitschaft bei Frauen. Die entwickelte Teststrategie ermöglicht es, gleichzeitig die Bedeutung des Humankapitalansatzes für diese Fragestellung zu verneinen. Andererseits kann aus dieser Untersuchung, die auf einer partiellen Fragestellung beruht, sicherlich keine generelle Widerlegung des Humankapitalansatzes abgeleitet werden. Trotzdem lassen sich einige - sicherlich teil-

weise spekulative - Schlußfolgerungen ziehen.

Die Förderung der Weiterbildungsbereitschaft der Frau ist ein wichtiger bildungspolitischer Beitrag zur Verbesserung der geschlechtsspezifischen Konkurrenzfähigkeit der Frau am Arbeitsmarkt. Aus der Korrelation zwischen der Weiterbildungsbereitschaft auf der einen Seite und den Determinanten Ausbildungsniveau und bisherige Teilnahme an Weiterbildungsveranstaltungen in unserer Untersuchung kann bei vordergründiger Betrachtungsweise geschlossen werden, daß die eingangs beschriebene staatliche Bildungsexpansion in erheblichem Umfang zu einer Verbesserung der Weiterbildungsbereitschaft geführt hat. Sind die genannten Beobachtungen allerdings aus der Sicht der Informationsökonomie nur Ersatzkorrelationen für den 'wahren' Zusammenhang zwischen Fähigkeiten und Weiterbildungsnachfrage (vgl. Gleichung (7)), so ist mit der Bildungsexpansion für die hier aufgeworfene Fragestellung nichts gewonnen worden.[1)]

Selbst wenn man einen von den individuellen Fähigkeiten unabhängigen Einfluß der Ausbildung auf die Weiterbildung bejaht, so ist doch festzuhalten, daß es mit dem (globalen) Instrument der Verbesserung des Bildungsniveaus nicht gelingt, die Bildungsdifferentiale zwischen den Frauen zu verringern und verstärkt auf die Arbeitsmarktchancen der schlecht ausgebildeten Frauen einzuwirken. Denn gerade die schlecht ausgebildeten Frauen benutzen die Weiterbildungsmöglichkeiten, um beispielsweise Schul- oder Berufsabschlüsse nachzuholen, in einem weitaus geringeren Umfang als die besser ausgebildeten Frauen. Durch den Besuch von Weiterbildungsveranstaltungen wird damit eher das Bildungsdifferential zwischen den Frauen verstärkt.

---

1) Keinesfalls soll damit allerdings der Nutzengewinn der Bildungsexpansion, etwa über den Konsumgutcharakter der Bildung, bestritten werden.

Für den Staat bleiben in unserem System kaum Instrumente für aktive Einwirkungsmöglichkeiten.[1] Besteht (teilweise) Exogenität des Informationsniveaus über Weiterbildung bezüglich der Weiterbildungsbereitschaft und ist im nennenswerten Umfang ein positiver Einfluß festzustellen, so wäre eine aktive Informationspolitik ein denkbares Instrument. Nur kann dies aus unserer Analyse nicht geschlossen werden, da aus der gefundenen Assoziation (vgl. Schema 1) nicht auf Kausalität geschlossen werden kann.

So bleibt die Verbesserung von Qualität und Vielfalt des Weiterbildungsangebots, die bei zunehmender Weiterbildungsbereitschaft notwendig wird, als passives Instrumentarium. Eine Verbesserung des Angebots könnte dadurch erreicht werden, daß durch Befragung potentieller und tatsächlicher Teilnehmer von Weiterbildungsveranstaltungen das Angebots- mit dem Nachfrageprofil verglichen wird, um detailliert bestehende Mängel erkennen zu können. Befragungen von Teilnehmern gehören zum Arbeitsprogramm der Weiterbildungsveranstalter. Andererseits sind diese Informationen möglicherweise verzerrt, da ein Sample Selection Bias dadurch entstehen kann, daß nur der Personenkreis seine Bedürfnisse äußert, der sich bereits für die Weiterbildung entschieden hat. Deshalb erscheint es weiterhin sinnvoll, Bedürfnisstrukturen aufgrund von Stichprobenuntersuchungen zu überprüfen, wie dies mit der Studie von Diekershoff/Diekershoff (1976) durchgeführt wurde. Für eine systematische Auswertung dieses Datenmaterials erscheinen uns log-lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle ein hilfreiches Analyseinstrumentarium zu sein.

---

1) Dies mag weniger an seinen potentiellen Möglichkeiten, als an unserer rudimentären Betrachtung liegen.

Literaturverzeichnis

Amemiya, T. (1981), Qualitative response models: A survey, Journal of Economic Literature, 19, 1483-1536.

Arrow, K. (1973), Higher education as a filter, Journal of Public Economy, 2, 193-216.

Bäcker, G. (1976), Zum Problem des Bildungsdefizits von Frauen in der Bundesrepublik, Gewerkschaftliche Monatshefte, 27, 173-180.

Ballerstedt, E. und W. Glatzer, (1979), Soziologischer Almanach, Frankfurt/Main et al.

Becker, G.S. (1962), Investment in human capital: A theoretical analysis, Journal of Political Economy, 70, 9-49.

Becker, G.S. (1964), Human capital, New York.

Ben-Porath, Y. (1967), The production of human capital and the life cycle of earnings, Journal of Political Economy, 75, 352-365.

Birch, M.M. (1963), Maximum Likelihood in three-way contingency tables, Journal of the Royal Statistical Society, 25, 220-233.

Diekershoff, S. und K.H. Diekershoff (1976), Bildungs- und Weiterbildungsbereitschaft von Frauen bis zu 45 Jahren, Stuttgart et al.

Franz, W. (1981), Schätzung regionaler Arbeitsangebotsfunktionen mit Hilfe der Tobit-Methode und des Probit-Verfahrens unter Berücksichtigung des sog. "sample selection bias", Jahrbuch für Regionalforschung 2, 88-108.

Goodman, L.A. (1972), A modified multiple regression approach to the analysis of dichotomous variables, American Sociological Review, 37, 28-46.

Goodman, L.A. (1978), Analysing qualitative/categorical data, Cambridge, Mass.

Griliches, Z. (1964), Research expenditures, education and the aggregate agricultural production function, American Economic Review, 54, 961-974.

Griliches, Z. (1970), Notes on the role of education in production functions and growth accounting, in: Hansen, W.L., ed., Education, income, and human capital, New York, 71-115.

Haberman, S.J. (1978), Analysis of qualitative data, vol. 1 Introductory topics, New York et al.

Hause, J.C. (1972), Earnings profile: Ability and schooling, Journal of Political Economy, 80, 108-138.

Hausman, J.A. und D.A. Wise (1978), A conditional probit model for qualitative choice: Discrete decisions recognizing interdependence and heterogeneous preferences, Econometrica, 46, 403-426.

Hofbauer, H. (1978), Die Untersuchung des IAB über Berufsverläufe bei Frauen. Bericht über Methode und erste Ergebnisse; Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 11, 131-147.

Hofbauer, H. (1979), Zum Erwerbsverhalten verheirateter Frauen, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 12, 217-240.

Judge, G.G., W.E. Griffiths, R.C. Hill und T.-C, Lee (1980), The Theory and practice of econometrics ,New York et al.

Katz, E. und A. Ziderman (1980), On education, screening and human capital, Economics Letters, 6, 81-88.

Kawasaki, S.,und K.F. Zimmermann (1981), Measuring relationships in the log-linear probability model by some compact measures of association, Statistische Hefte, 22, 94-121.

Kiker, B.F. (1966), The historical roots of the concept of human capital, Journal of Political Economy, 74, 481-499.

Layard, R. und G. Psacharopoulos (1974), The screening hypothesis and the returns to education, Journal of Political Economy, 82, 985-998.

Liebowitz, A. (1974), Home investments in children, Journal of Political Economy, 82, S. 111-131.

Linnhoff, U. und B. Sauer (1976), Berufliche Bildungschancen von Frauen, Göttingen et al.

McFadden, D. (1974), Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, in: P. Zaremka, ed., Frontiers in econometrics, New York, 105-142.

McFadden, D. (1976), Quantal choice analysis: A survey, Annals of Economic and Social Measurement, 5, 363-390.

McFadden, D. (1981), Qualitative response models, mimeo.

Mill, J. St. (1909), Principles of political economy, New York.

Mincer, J. (1962), Labor force participation of married women: A study of labor supply, National Bureau of Economic Research, ed., Aspects of labor economics, Princeton, 63-97.

Mincer, J. (1970), The distribution of labor incomes: A survey with special reference to the human capital approach, Journal of Economic Literature, 8, 1-26.

Nerlove, M. und S.J. Press (1973), Univariate and multivariate log-linear and logistic models, Rand Corporation, Report R-1306-EDA/NIH, Santa Monica.

Nerlove, M. und S.J. Press (1976), Multivariate log-linear probability models for the analysis of qualitative data, Discussion Paper No. 1, Center for Statistics and Probability, Northwestern University, Evanston.

Picht, G. (1964), Die deutsche Bildungskatastrophe, Olten, Freiburg.

Pindyck, R.S. und D.L. Rubinfeld (1976), Econometric models and econometric forecasts, Tokyo et al.

Psacharopoulos, G. (1979), On the weak versus the strong version of the screening hypothesis, Economics Letters, 4, 181-185.

Riley, J.G. (1975), Competitive signalling, Journal of Economic Theory, 10, 174-186.

Riley, J.G. (1979), Testing the educational screening hypothesis, Journal of Political Economy, 87,S227-S252.

Sadowski, D. (1981), Zur Theorie unternehmensfinanzierter Investitionen in die Berufsausbildung, in: Clement, W., ed., Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Berlin, 41-65.

Say, J.B. (1821), A treatise on political economy, Vol. 1, Boston.

Schultz, T.W. (1959), Investment in man: An economist's view, Social Service Review, 33, 109-117.

Schultz, T.W. (1960), Capital formation by education, Journal of Political Economy, 68,571-583.

Schultz, T. (1963), The economic value of education, New York.

Smith, A. (1937), The wealth of nations, New York.

Spence, M. (1973), Job market signalling, The Quarterly Journal of Economics, 87, 355-374.

Spence, M. (1976), Competition in salaries and signalling pre-requisites for jobs, Quarterly Journal of Economics, 90, 51-74.

Stiglitz, J. (1975), The theory of 'screening' education, and the distribution of income, American Economic Review, 65, 283-300.

Taubman, P. (1975), Sources of inequality in earnings, Amsterdam et al.

Taubman, P. (1976), Earnings, education, genetics and environment, Journal of Human Resources, 11, 447-461.

Taubman, P. und T. Wales (1973), Higher education, mental ability and screening, Journal of Political Economy, 81, 28-55.

Thurstone, L. (1927), A law of comparative judgement, Psychological Review, 34, 273-286.

Welch, F. (1970), Education in production, Journal of Political Economy, 78, 35-59.

Widmaier, H.P. (1981), Gesellschaftliche Bedürfnisse im Ausbildungsbereich und staatliche Bildungspolitik, in: Clement, W., ed., Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Berlin, 67-85.

Wolpin, K. (1977), Education and screening, American Economic Review, 67, 949-958.

Anhang: Datenkonstruktion

1) Ausbildungsniveau (Schul- und Berufsausbildung)

Zugrundegelegt wurden die Informationen "Schulabschluß" und "abgeschlossene berufsqualifizierende Ausbildungsmaßnahmen". In einer ersten Stufe wurde ein Individuum nach dem höchsten Schulabschluß den folgenden Kategorien zugewiesen:

A =
- 3, falls Volks- oder Hauptschule (mit oder ohne Abschluß) oder Mittelschule/Realschule/Gymnasium ohne Abschluß
- 2, falls Mittelschule/Realschule/Gymnasium mit Abschluß mittlere Reife (Obersekundareife)
- 1, falls Abitur

Im Falle einer abgeschlossenen berufsqualifizierenden Ausbildung wurden Individuen mit A = 3 in die Kategorie A = 2 umgruppiert. Im Falle eines abgeschlossenen Lehr- oder Ausbildungsberufes, dem Besuch einer höheren Handelsschule, einer Fach- oder Fachoberschule, einer Fachhochschule oder einem höheren Abschluß wurde ein Individuum mit A = 2 in die Kategorie A = 1 eingestuft.
A = 1 ist ein hohes, A = 2 ein mittleres und A = 3 ein niedriges Ausbildungsniveau.

2) Demographischer Indikator für Arbeitsmarktorientierung (Lebenszyklusposition)

Zur Konstruktion wurden die demographischen Faktoren Alter, Familienstand und Belastungen durch Kinder gemäß folgendem Schema kategorisiert:

Altersklasse nach Jahren	Kinder								
		über 10 Jahre alt			über 10 Jahre alt			über 10 Jahre alt	
	keine	ja	nein	keine	ja	nein	keine	ja	nein
20 - 24	1	1	2	1	2	3	1	1	2
25 - 34	1	1	2	1	2	3	1	1	2
35 - 45	1	1	2	2	2	3	2	2	3
Familienstand	ledig			verheiratet, verwitwet			geschieden		

Die demographischen Faktoren sollen für Z = 1 eine hohe, für Z = 2 eine mittlere und für Z = 3 eine niedrige demographische Belastung signalisieren.

Ein Probit-Modell zur Hochschultyp- und Studienortwahl

Heinz König
Horst Kräger

"The privileges of graduates..., when they can be obtained only by residing a certain number of years in certain universities, necessarily force a certain number of students to such universities, independent of the merit or reputation of the teachers."

Adam Smith, The Wealth of Nations, 1776

1. Einführung

Die vorliegende Studie behandelt insbesondere die Frage, ob und in welcher Weise individuelle Sozialstrata die Wahl eines speziellen Studienfaches und damit Hochschultyps (Universität, Fachhochschule, Pädagogische Hochschule) beeinflussen und - beispielhaft für die Universitäten des Landes Baden-Württemberg - welcher Zusammenhang zwischen der Entfernung des Heimatwohnortes zum Hochschulort und damit zur Studienortwahl für ausgewählte Fachdisziplinen existiert. In einer Vielzahl von empirischen Untersuchungen[1] ist in den vergangenen Jahren vor allem im Kontext des Humankapitalansatzes der Zusammenhang zwischen Ausbildungsniveau einerseits und Einkommensprofil andererseits untersucht worden, um vor allem die volkswirtschaftliche Bedeutung einer qualifizierten Ausbildung zu begründen. Weniger Aufmerksamkeit wurde jedoch der Frage nach Hochschultyp- und Studienortwahl gewidmet, deren bildungspolitische Relevanz angesichts der außergewöhnlichen Expansion des deutschen Hochschulwesens und der damit verursachten strukturellen Umschichtung und regio-

1) Vgl. u.a. J. Mincer (1974), Z. Griliches (1977), G. Chamberlain (1978).

nalen Umverteilung der Studienanfänger keiner besonderen Begründung bedarf.[1]

Zunächst werden wir im folgenden mit Hilfe eines einfachen Modelles der stochastischen Nutzenmaximierung den Entscheidungsprozeß eines Studienanfängers für Hochschultyp- und Studienortwahl beschreiben. Wir zerlegen diesen Prozeß in eine zweistufige Abfolge, da eine simultane Schätzung mit dem vorliegenden Datenmaterial zu umfangreiche Rechenarbeiten erfordern würde. Im Anschluß behandeln wir das Datenmaterial und die Schätzergebnisse. Der Anhang enthält eine kurze Beschreibung des Probitmodells, des zur Bereinigung des sog. "self-selection bias" benutzten Verfahrens sowie der Vorgehensweise bei der Konstruktion der Entfernungsvariable.

2. Ein Modell stochastischer Nutzenmaximierung

Die Immatrikulation eines Studenten an einer bestimmten Hochschule kann in der Regel als das Ergebnis simultaner Entscheidungen der Hochschule und ihrer Träger einerseits sowie des Studenten andererseits betrachtet werden. Die Hochschulen resp. ihre Träger entscheiden mittels der finanziellen Ausstattung, ihrer Personalpolitik, Infrastrukturausstattung usw. über das Angebotsprofil des jeweiligen Studienfaches in Forschung und Lehre sowie über die sonstigen Studienbedingungen. Der prospektive Student bestimmt seinerseits, was und wo er studieren möchte.[2]

---

1) Vgl. dazu jedoch G. Muske (1975), H. Peisert (1975), L. Birk et al. (1978), G. Engelbrecht et al. (1978).

2) Wir behandeln nur Studiengänge, die keinem numerus clausus Verfahren unterliegen, da dann Restriktionen bezüglich der Entscheidungsfreiheit einbezogen werden müßten.

Zur Beschreibung dieses Entscheidungsprozesses verwenden wir das in der Literatur[1] bekannte Modell der stochastischen Nutzenmaximierung. Es sei angenommen, daß der Nutzen eines Hochschulstudiums eine lineare Funktion individueller sozio-ökonomischer Eigenschaften X_i und einer den jeweiligen Hochschultyp kennzeichnender Merkmale Z_{A_k} ist. Der Nutzen eines Studiums an einer Hochschule des Typus A_k sei mit U_{iA_k} ($A_k \subset A$) für den i-ten Studienanfänger bezeichnet, derjenige für alle übrigen Alternativen mit U_{iB}.

Wegen der Annahme der Linearität des Zusammenhanges gilt somit

$$(1) \qquad U_{iA_k} = \alpha_{A_k} + Z'_{iA_k}\beta + X'_{iA_k}\gamma_A + \varepsilon_{iA_k}$$

$$U_{iB} = \alpha_B + Z'_{iB}\beta + X'_i\gamma_B + \varepsilon_{iB}$$

wobei ε_{iA_k} und ε_{iB} Zufallsterme angeben.

Als Entscheidungsregel unterstellen wir nunmehr, daß der Studienanfänger sein Studium am Hochschultyp A_k aufnimmt, wenn $U_{iA_k} > U_{iB}$. Es sei für diesen Fall $h_i = 1$, sonst $h_i = 0$. Dann ist die Wahrscheinlichkeit

$$(2) \quad Pr(h_i=1) = Pr(U_{iA_k} > U_{iB})$$

$$= Pr(\varepsilon_{iB} - \varepsilon_{iA_k} < (\alpha_{A_k} - \alpha_B) + (Z'_{iA_k} - Z'_{iB})\beta + X'_i(\gamma_{A_k} - \gamma_B))$$

$$= F[(\alpha_{A_k} - \alpha_B) + (Z'_{iA_k} - Z'_{iB})\beta + X'_i(\gamma_{A_k} - \gamma_B)]$$

Dabei bezeichnet $F(\cdot)$ die Verteilungsfunktion der Zufallstermen, für die wir annehmen, daß sie eine standardisierte Normalverteilung sei. Dann schreiben wir (2) als

---

1) Dazu z.B. T. Amemiya (1981).

$$(2') \quad F^{-1}(Pr(h_i=1))=(\alpha_{A_k}-\alpha_B)+(Z'_{iA_k}+Z'_{iB})\beta+X'_i(\gamma_{A_k}-\gamma_B)$$

Dies ist die übliche Probit-Schätzgleichung,[1] deren Parameter wir mittels des Maximum-Likelihood-Verfahrens schätzen. Zwei Eigenschaften von (2') sollen hervorgehoben werden: (i) bei sonst identischen Merkmalsausprägungen der Variablen des Vektors Z_{A_k} und des Vektors X_i ist $(\alpha_{A_k}-\alpha_B)$ ein Maß für die globale Attraktivität von A_k gegenüber der Alternative B. Darin reflektiert sich der Einfluß aller Faktoren, die nicht explizit berücksichtigt wurden, aber trotzdem für die Entscheidung als relevant betrachtet werden. (ii) Für den Fall, daß $\gamma_{A_k}=\gamma_B$ können die sozioökonomischen Variablen im Modell vernachlässigt werden, deren Bedeutung für jede Alternative gleichwertig ist. Unterstellen wir beispielsweise, daß eine Bafög-Unterstützung in jedem Fall erfolgt, dann wird diese Einkommensvariable als spezifisches Sozialstratum überflüssig.

Analog zum obigen Ansatz ist die Vorgehensweise bei der Wahl des Studienortes. Bezeichnen wir mit U_{ia_j} mit $a_j \in A_1$ und $A_1=\{a_1, \ldots, a_n\}$ den Nutzen eines Studienbeginns an der Universität a_j, dann sei für die Wahrscheinlichkeit, daß $k_i=1$ bei Wahl a_j und $k_i=0$ sonst

$$(3) \quad Pr(k_i=1)=Pr(\varepsilon_{ia_k}-\varepsilon_{ia_j}<(\alpha_{a_j}-\alpha_{a_k})+(Z'_{ia_j}-Zi_{a_k})\beta+X'_i(\gamma_{a_j}-\gamma_{a_k}))$$

$$= F[(\alpha_{a_j}-\alpha_{a_k})+(Z'_{ia_j}-Z'_{ia_k})\beta+X'_i(\gamma_{a_j}-\gamma_{a_k})]$$

---

1) Vgl. dazu Anhang I.

Der Vektor Z_{a_j} gibt hier die Variablen wieder, die die Universitäten kennzeichnen, X_i wie im vorhergehenden individuellen Sozialstrata, soweit sie für die Studienortwahl von Bedeutung sind.

Ein wesentliches Problem bei der Schätzung von (2') resp. der korrespondierenden Version (3) ist darin zu sehen, daß unsere Stichprobe nur Studienanfänger enthält und deshalb die üblichen Schätzwerte verzerrt sein können. Das gleiche gilt für die Schätzungen von (3), da nicht davon ausgegangen werden kann, daß die Auswahlregel für die jeweilige Teilstichprobe ohne Bedeutung ist, m.a.W. $\varepsilon_{i a_j}$ und $\varepsilon_{i a_k}$ voneinander stochastisch unabhängig sind.

Dieser "self-selection bias" kann für die Schätzungen der Studienortwahl, nicht aber für diejenigen der Hochschultypwahl korrigiert werden. Dazu verwenden wir einen von J. Heckman (1980) vorgeschlagenen Ansatz, der die Eigenschaften des "omitted" Variable-Modells der Regressionsanalyse aufweist.[1)]

3. Merkmale des Datenmaterials

Die in den folgenden Berechnungen benutzten Individualdaten basieren auf der Erhebung im Rahmen der Studentenstatistik des Wintersemesters 1979/80 in Baden-Württemberg. Da jeder Studienanfänger bei seiner Immatrikulation auf Grund des Hochschulstatistikgesetzes verpflichtet ist, einen umfangreichen Fragebogen auszufüllen, standen uns bei 21 388 Studienanfängern im Wintersemester 1979/80 in Baden-Württemberg u.a. folgende Individualdaten zur Verfügung: Name der Hochschule, Geschlecht, Geburtsjahr, Staatsangehörigkeit, Wohnsitz (Land, Kreis), Studienfach, Hochschulberechtigungsart, Berufsziel, schulische und berufliche Ausbildung des Vaters und der Mutter und die berufliche Stellung der Eltern.

---

1) Vgl. dazu Anhang II.

Die Verteilung der Studienanfänger auf Hochschulgruppen und Geschlecht ist in der folgenden Kreuztabelle dargestellt:

Tabelle 1: Studienanfänger nach Geschlecht [a)]

Hochschultyp / Geschlecht	Universitäten	Musikhochsch. u. Akad.f. Bild.Kunst	Pädagog. Hochsch.	Fachhochschulen	Insgesamt
männlich	9001 67.3 64.9	187 1.4 48.1	458 3.4 26.3	3730 27.9 69.4	13376 62.5
weiblich	4878 60.9 35.1	202 2.5 51.9	1284 16.0 73.7	1648 20.6 30.6	8012 37.5
Insgesamt	13879 64.9	389 1.8	1742 8.1	5378 25.1	21388

a) Die zweite Zahl in jedem Element der Tabelle bezeichnet den prozentualen Anteil an der Zeilensumme, die dritte den an der Spaltensumme.

Aus Tabelle 1 ist zu ersehen, daß sowohl bei Universitäten als auch bei Fachhochschulen in etwa 2/3 der Studienanfänger männlich sind, während bei den Pädagogischen Hochschulen traditionsgemäß 3/4 weiblich sind. Eine fast gleiche Verteilung finden wir in der Gruppe der Musikhochschulen und Akademien für Bildende Kunst.

Aus Tabelle 2 erhalten wir Informationen über die Altersverteilung bei Studienbeginn differenziert nach Hochschulgruppen. Während die Modalwerte bei den Universitäten und Pädagogischen Hochschulen erwartungsgemäß bei 20 Jahren liegen, finden wir bei

den Fachhochschulen den Modus in der Gruppe 23 Jahre und älter. Dies deutet darauf hin, daß die meisten Studienanfänger der Fachhochschulen vor Studienbeginn eine Lehre oder sonstige berufspraktische Jahre absolvieren. Ein entgegengesetzter Extremwert findet sich bei den Musikhochschulen und Akademien für Bildende Kunst, bei denen die Mehrzahl Studienanfänger mit 19 und jünger ist.

Tabelle 2: Studienanfänger nach Alter

Hochschultyp / Alter	Universitäten	Musikhochsch. u.Akad. f. Bild. Kunst	Pädagog. Hochsch.	Fachhochschulen	Insgesamt
19 und jünger	3415 73.3 24.6	103 2.2 26.5	476 10.2 27.3	662 14.2 12.3	4656 21.8
20	4161 71.6 30.0	82 1.4 21.1	557 9.6 32.0	1010 17.4 18.8	5810 27.2
21	2874 65.0 20.7	76 1.7 19.5	317 7.2 18.2	1157 26.2 21.5	4424 20.7
22	1421 54.5 10.2	40 1.5 10.3	180 6.9 10.3	964 37.0 17.9	2605 12.2
23 und älter	2008 51.6 14.5	88 2.2 22.6	212 5.4 12.2	1585 40.7 29.5	3893 18.2
Insgesamt	13879 64.9	389 1.8	1742 8.1	5378 25.1	21388

Die Verteilung der Studienanfänger auf Grund der Staatsangehörigkeit enthält Tabelle 3. Danach waren im WS 1979/80 6.6 % der Studienanfänger Ausländer, die mit fast wenigen Ausnahmen ihr Studium an einer Universität aufnahmen. Untersucht man die prozentualen Anteile innerhalb der Hochschulgruppen, dann stellt man fest, daß bei der Gruppe Musikhochschulen usw. der Ausländeranteil mit 17.5 % am höchsten ist.

Tabelle 3: Studienanfänger nach Staatsangehörigkeit

Hochschultyp / Staatsangehörigkeit	Universitäten	Musikhochsch. u. Akad. f. Bild. Kunst	Pädagog. Hochsch.	Fachhochschulen	Insgesamt
Deutsche	12279 62.8 88.5	321 1.7 82.5	1725 8.8 99.0	5231 26.7 97.3	19556 91.4
Ausländer	1600 87.3 11.5	68 3.7 17.5	17 0.9 1.0	147 8.0 2.7	1832 8.6
Insgesamt	13879 64.9	389 1.8	1742 8.1	5378 25.1	21388

Die im Datenmaterial enthaltenen Angaben über den sozialen Hintergrund, wie z.B. die schulische und berufliche Ausbildung der Eltern lassen erkennen, daß zwischen den Gruppen Universitäten, Pädagogische Hochschulen und Fachhochschulen deutliche Differenzen auftreten. So hatten bei 40 % der Studienanfänger an Universitäten der Vater und bei 27 % die Mutter Abitur, während bei den Fachhochschulen die Anteile nur bei 15 % bzw. 6 % und bei

den Pädagogischen Hochschulen bei 26 % und 10 % lagen. Eine ähnliche Verteilung finden wir für beide Elternteile auch in der beruflichen Ausbildung, d.h. Kinder, deren Eltern einen Hochschulabschluß haben, gehen dominant zur Universität, wohingegen der Fachhochschulanteil dann überwiegt, wenn die Eltern als berufsqualifizierenden Abschluß eine Lehre abgeschlossen haben.
Tabelle 4 enthält die Probitschätzungen für die Wahl des Hochschultyps.

4. Schätzergebnisse des Probit-Modells

4.1 Hochschultypwahl

Der Vektor X_i der persönlichen Charakteristika eines männlichen oder weiblichen Studenten, der auf Grund seiner formalen Qualifikation in den tertiären Bildungsbereich eintritt, und damit vor der Wahl zwischen Universität, Fachhochschule und Pädagogischer Hochschule steht, setzt sich aus zwei Komponenten zusammen. Die eine Komponente, sein Berufsziel, auf Grund des Datenmaterials in der Schätzung als Beschäftigungssektoren wie z.B. Industrie, Banken und Versicherungen, Schulbereich usw. aufgeführt, determinieren, wie die Schätzungen zeigen, in erheblichem Umfang die Wahl für eine der drei Alternativen. Eine angestrebte Beschäftigung in den Rechts- und Wirtschaftsberufen erhöht sehr stark die Wahrscheinlichkeit eines Universitätsstudiums während das Berufsziel "öffentliche Verwaltung" diese Wahrscheinlichkeit reduziert. Der entgegengesetzte Verlauf für beide Berufsziele ergibt sich bei der Wahl eines Fachhochschulstudiums. Die zweite Komponente umfaßt die rein persönlichen Attribute, d.h. Geschlecht, Alter, Schulabschluß, Wohnort, allgemeine und berufliche Ausbildung der Eltern und die berufliche Stellung sowohl des Vaters als auch der Mutter. Starke Impulse auf die Wahl einer bestimmten Hochschulgruppe gehen dabei vom Geschlecht, vom Schulabschluß

Tabelle 8: Probitschätzung für die Studienortwahl

exogene Variable	Freiburg	Heidelberg	Konstanz	Mannheim	Tübingen
Geschlecht = 1 wenn weiblich = 0 sonst	0.131 (4.04)	0.457 (14.79)	0.105 (2.35)	-0.010 (-0.21)	0.164 (5.21)
Staatsangehörigkeit = 1 wenn deutsch = 0 sonst	-0.285 (-6.00)	0.022 (0.49)	-0.233 (-3.77)	0.298 (3.91)	0.101 (2.10)
Studienfächer:					
S1 = 1 wenn Wirtschafts-wiss. = 0 sonst	-0.120 (-1.95)	-1.093 (-14.27)	-0.088 (-1.00)	2.565 (37.31)	-0.308 (-5.19)
S2 = 1 wenn Rechtswiss. = 0 sonst	0.897 (20.63)	-0.087 (-1.79)	0.562 (9.37)	1.727 (24.74)	0.448 (9.76)
S3 = 1 wenn Sprach- u. Literaturwiss. = 0 sonst	0.569 (12.91)	0.228 (5.55)	0.123 (1.92)	1.045 (13.54)	0.334 (7.46)
S4 = 1 wenn Soz.-Wiss. = 0 sonst	0.309 (3.43)	-0.314 (-3.24)	1.220 (14.85)	1.568 (14.54)	0.272 (3.16)
S5 = 1 wenn Mathematik = 0 sonst	0.045 (0.49)	-0.146 (-4.11)	0.008 (0.06)	0.992 (7.85)	-0.342 (-3.48)
Distanz:					
D1 = 1 wenn 0 - 25 km = 0 sonst	1.855 (28.78)	1.309 (20.15)	1.741 (21.35)	1.637 (17.49)	1.604 (17.60)
D2 = 1 wenn 26 - 50 km = 0 sonst	1.092 (15.62)	0.672 (9.15)	0.886 (9.81)	1.231 (9.88)	0.920 (10.94)
D3 = 1 wenn 51 - 100 km = 0 sonst	0.465 (8.14)	-0.011 (-0.17)	0.248 (3.31)	0.326 (3.48)	0.092 (1.07)
D4 = 1 wenn 101- 200 km = 0 sonst	-0.567 (-12.03)	-0.473 (-7.34)	-0.078 (-1.26)	-0.141 (-1.44)	-0.483 (-5.44)
$\hat{\lambda}$	-0.240 (-5.09)	0.313 (7.07)	0.510 (8.68)	0.316 (5.13)	0.356 (8.07)
Konstante:	-0.820 (-12.45)	-1.489 (-14.98)	-2.145 (-24.59)	-3.618 (-27.39)	-1.806 (-18.56)
Log der Likelihood-Fkt.	-4496.0	-4706.1	-2063.1	-2036.8	-4785.8

und von dem allgemeinen Ausbildungsstand der Eltern aus.[1] Von geringerer Bedeutung ist dabei die berufliche Ausbildung der Eltern - also ob Hochschulabschluß vorliegt, eine Lehre erfolgreich oder ohne Erfolg abgeschlossen wurde - sondern der allgemeine Ausbildungsstand von Mutter und Vater. Abitur der Mutter erhöht (reduziert) beträchtlich die Wahrscheinlichkeit eines Universitätsstudiums (Fachhochschulstudiums), während dieser Effekt weniger stark bei dem Vater ausgeprägt ist.

Die Wahrscheinlichkeiten in Tabelle 5 sind für einen in einem Stadtkreis wohnenden 20-jährigen Hochschulzugangsberechtigten berechnet, der gymnasialen Abschluß hat, dessen Vater und Mutter jeweils Abitur und Hochschulabschluß haben und beide Angestellte sind.

Tabelle 5:

Berufsziel	Wahrscheinlichkeit für das Studium an einer		
	Universität in v.H.	Fachhochschule in v.H.	Pädagog. Hochschule in v.H.
Industrie	92.9 (89.9)	4.6 (6.6)	0.0(0.0)
Banken und Versicherungen	98.4 (97.5)	1.0 (1.7)	0.0(0.0)
Schule und Hochschule	84.1 (79.1)	0.0(0.0)	29.5 (33.7)
Rechts- und Wirtschaftsberatung	99.7 (99.5)	0.2 (0.3)	0.0(0.0)
Öffentl. Verwaltung	60.4 (53.0)	34.3 (41.3)	0.0(0.0)

1) Ein gleicher Effekt des allgemeinen Ausbildungsstandes der Eltern wird auch bei L. Birk et al. (1978) S. 45 ff. aufgezeigt. Zur Verdeutlichung des Einflusses des allgemeinen Ausbildungsstandes der Eltern auf die Hochschultypwahl bei gegebenem Berufsziel sind in den Tabellen 5 und 6 die jeweiligen Wahrscheinlichkeiten auf Grund der in Tabelle 4 angeführten Parameterschätzungen ausgewiesen.

Es ist zu erkennen, daß ein potentieller Student mit den oben beschriebenen Sozialstrata sich fast ausschließlich für ein Universitätsstudium entscheiden wird. Quantitativ gewichtige Ausnahmen hierzu finden sich nur erwartungsgemäß bei dem Berufsziel Schule, bei dem eine Wahlwahrscheinlichkeit von knapp 1/3 für die Pädagogische Hochschule festzustellen ist und bei dem Berufsziel öffentliche Verwaltung, wo sich jeder dritte Hochschulzugangsberechtigte für das Studium an einer Fachhochschule entscheiden würde.
Unterstellen wir, daß der oben beschriebene Student nicht aus einem Stadtkreis sondern aus einem Landkreis kommt, dann zeigen die Werte in Klammern, daß sich bei den aufgeführten alternativen Berufszielen die Wahrscheinlichkeit, eine Fachhochschule oder Pädagogische Hochschule als Studienplatz zu wählen, leicht erhöht, wohingegen sich die Wahrscheinlichkeit für ein Universitätsstudium minimal verringert.
Die Effekte eines anderen Ausbildungsstandes der Eltern auf die Wahl des Hochschultyps sind in Tabelle 6 dargestellt.Diese Berechnungen gehen davon aus, daß die Eltern anstelle eines Abiturs und Hochschulabschlusses die Volksschule besucht und eine Lehre abgeschlossen haben.

Tabelle 6:

Berufsziel	Wahrscheinlichkeit für das Studium an einer		
	Universität in v.H.	Fachhochschule in v.H.	Pädagog. Hochschule in v.H.
Industrie	73.4	23.3	0.0
Banken und Versicherungen	90.3	8.8	0.0
Schule und Hochschule	56.1	0.0	47.3
Rechts- und Wirtschaftsberatung	97.1	2.4	0.0
Öffentl. Verwaltung	28.1	71.1	0

Vergleichen wir die Ergebnisse mit denjenigen in Tabelle 5 wird deutlich, daß eine geringere Schul- und Berufsausbildung ceteris paribus eine wesentlich höhere Präferenz für Fachhochschulstudium gegenüber einem Universitätsstudium induziert. So erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, eine Fachhochschule zu besuchen, bei dem Berufsziel Industrie von 5 v.H. auf 23 v.H.,bei dem Berufsziel Banken und Versicherungen von 1 v.H. auf 9 v.H. und bei einer angestrebten Anstellung in der öffentlichen Verwaltung von 34 v.H. auf 71 v.H..
Die Auswirkungen des Schulabschlusses eines potentiellen Studenten mit den sonstigen,für Tabelle 6 genannten Sozialstrata auf die Wahl der Hochschulart sind in Tabelle 7 dargestellt. Hier wird für die Berechnung der Wahrscheinlichkeiten statt eines gymnasialen Abschlusses ein fachgymnasialer Abschluß unterstellt.

Tabelle 7:

Berufsziel	Wahrscheinlichkeit für das Studium an einer		
	Universität in v.H.	Fachhochschule in v.H.	Pädagog. Hochschule in v.H.
Industrie	43.0	61.1	0.0
Banken und Versicherungen	69.0	36.6	0.0
Schule und Hochschule	25.9	3.9	10.3
Rechts- und Wirtschaftsberatung	86.3	16.5	0.0
Öffentl. Verwaltung	8.4	94.1	0.0

Wie zu erwarten, reduzieren sich die Wahlwahrscheinlichkeiten für ein Universitätsstudium und ein Studium an der Pädagogischen Hochschule erheblich, während die Wahrscheinlichkeit, ein Studium an einer Fachhochschule aufzunehmen, zu dem ein Schulabschluß dieser Form in der Regel auch qualifiziert, stark ansteigt.

4.2 Studienortwahl

Die Probitschätzungen für die Studienortwahl für den Bereich der Universitäten sind in Tabelle 8 wiedergegeben. Neben den individuellen Merkmalen - Geschlecht und Staatsangehörigkeit - sind hier zur "Charakterisierung" der Universitäten fünf Studienfächer ausgewählt und eine Entfernungsvariable[1] eingeführt worden. Zunächst zeigt sich, daß die zur Bereinigung des "sample selection bias" verwendete inverse "Mills-ratio" in allen Fällen statistisch signifikant ist.[2] Weiterhin läßt sich ein be-

---

1) Für Konstruktion vgl. Anhang III.

2) Obwohl die Inverse der "Mill's ratio " in allen fünf Schätzungen hoch abgesichert ist, wird im folgenden durch einen allgemeineren Test zusätzlich untersucht, ob die Nichtberücksichtigung der fehlenden Daten zu einer Parameterverzerrung geführt hätte. Die Prüfhypothese H_0 lautet dann: es existiert kein "sample selection bias", d.h. die Nichtberücksichtigung von λ in den Schätzungen führt zu keiner Parameterverzerrung. Der adäquate Test hierzu ist der likelihood-ratio Test [vgl. z.B. Rao (1973), Griliches, Hall, Hausmann (1978)] mit der Teststatistik

$$\Lambda = 2 \; [\ln L \; (\Theta^*) - \ln K \; (\Theta) \;] \; .$$

Dabei bezeichnen $\ln L(\cdot)$ den logarithmischen Wert der likelihood-Funktion und Θ den Parametervektor ohne λ respektive Θ^* mit $\hat{\lambda}$. Die obige Teststatistik ist χ^2-verteilt mit 1 Freiheitsgrad. Der theoretische Wert beträgt auf dem 1%igen Signifikanzniveau 6.635, d.h. H_0 kann abgelehnt werden, wenn Λ größer als 6.635 ist.
Die folgende Tabelle zeigt, daß alle Λ-Werte weit über dem theoretischen Wert liegen, d.h. wir können in allen Fällen die H_0-Hypothese verwerfen und daraus schließen, daß ohne die explizite Berücksichtigung von $\hat{\lambda}$ die Parameterwerte und damit die Wahrscheinlichkeiten verzerrt gewesen wären.

Log der likelihood-Funktion	Freiburg	Heidelberg	Konstanz	Mannheim	Tübingen
ln L (Θ)	-4496.04	-4706.05	-2063.09	-2036.80	-4785.81
Ln L (Θ*)	-4509.65	-4730.66	-2099.32	-2049.32	-4817.63
2[ln L (Θ*) - ln L (Θ)]	27.22	49.22	72.46	25.04	63.24

Tabelle 4: Probit-Schätzung für Hochschultyp-Wahl

exogene Variable	Universitäten	Fachhochschulen	Pädagog. Hochsch.
Geschlecht			
= 1 wenn weiblich; = 0 sonst	-0.210 (-9.60)	0.042 (1.70)	0.624 (14.02)
Alter:	-0.026 (-7.31)	0.027 (7.06)	0.045 (6.75)
Wohnort:			
= 1 wenn aus Stadt; = 0 sonst	0.188 (7.80)	-0.185 (-6.81)	-0.118 (-2.29)
Schulabschluß:			
G1 = 1 wenn Gymnasium; = 0 sonst	0.728 (19.82)	-0.983 (-25.61)	2.649 (6.51)
G2 = 1 wenn Fachgymnasium ; = 0 sonst	-0.072 (-1.86)	0.026 (0.65)	1.453 (3.50)
Berufsziel:			
B1 = 1 wenn Industrie ; = 0 sonst	-0.206 (-6.85)	0.176 (5.72)	-1.495 (-2.49)
B2 = 1 wenn Banken und Versicherungen ; = 0 sonst	0.467 (3.74)	-0.448 (-3.53)	-1.683 (-0.68)
B3 = 1 wenn Schule und Hochschule ; = 0 sonst	-0.676 (-25.51)	-1.864 (-24.45)	2.442 (47.12)
B4 = 1 wenn Rechts- und Wirtschafts-Ber. ; = 0 sonst	1.065 (9.89)	-1.079 (-9.77)	-1.716 (-1.08)
B5 = 1 wenn öffent. Verwaltung ; = 0 sonst	-1.411 (27.25)	1.460 (27.88)	-0.692 (-2.23)
Ausbildung Mutter allgemein:			
AM1 = 1 wenn Abitur ; = 0 sonst	0.458 (11.41)	-0.524 (-11.32)	-0.130 (-1.51)
AM2 = 1 wenn Volksschule ; = 0 sonst	-0.055 (-2.01)	0.028 (0.90)	0.176 (3.10)
Ausbildung Mutter beruflich:			
AMb1 = 1 wenn Hochschulabschluß ; = 0 sonst	-0.538 (-9.36)	0.465 (6.64)	0.807 (7.05)
AMb2 = 1 wenn Lehre ; = 0 sonst	-0.531 (-16.73)	0.481 (13.38)	0.816 (10.94)
AMb3 = 1 wenn ohne Lehrabschluß ; = 0 sonst	-0.499 (-15.23)	0.452 (12.25)	0.776 (9.94)
Ausbildung Vater allgemein:			
AV1 = 1 wenn Abitur ; = 0 sonst	0.222 (6.16)	-0.257 (-6.29)	0.056 (0.71)
AV2 = 1 wenn Volksschule ; = 0 sonst	0.015 (0.53)	-0.041 (-1.32)	0.152 (2.50)
Ausbildung Vater beruflich:			
AVb1 = 1 wenn Hochschulabschluß ; = 0 sonst	-0.016 (-0.39)	-0.035 (-0.75)	0.162 (1.95)
AVb2 = 1 wenn Meister-Techniker-Prüfung ; = 0 sonst	-0.221 (-7.06)	0.207 (5.86)	0.327 (4.66)
AVb3 = 1 wenn Lehre ; = 0 sonst	-0.147 (-5.05)	0.141 (4.29)	0.223 (3.51)
Stellung im Beruf Mutter:			
SBM1 = 1 wenn Angestellte; = 0 sonst	-0.224 (-6.89)	0.125 (3.39)	0.675 (9.12)
SBM2 = 1 wenn Arbeiterin ; = 0 sonst	-0.264 (-6.24)	0.191 (4.09)	0.664 (6.68)
SBM3 = 1 wenn mithelf. Fam.-Ang. ; = 0 sonst	0.105 (2.85)	-0.211 (-5.03)	0.482 (5.80)
SBM4 = 1 wenn nicht erwerbstätig ; = 0 sonst	-0.399 (-11.68)	0.303 (7.91)	0.760 (9.66)
Stellung im Beruf Vater:			
SBV1 = 1 wenn Angestellter; = 0 sonst	0.486 (8.97)	-0.492 (-8.44)	0.455 (2.27)
SBV2 = 1 wenn Arbeiter ; = 0 sonst	0.449 (7.65)	-0.492 (-7.77)	0.562 (2.73)
SBV3 = 1 wenn Beamter ; = 0 sonst	0.435 (7.62)	-0.485 (-7.78)	0.556 (2.74)
SBV4 = 1 wenn selbständig ; = 0 sonst	0.408 (7.30)	-0.409 (-6.80)	0.465 (2.29)
Konstante:	0.890 (8.47)	-0.518 (-4.68)	-8.437 (-16.64)
Log der Likelihood-Fkt.	-1o 508.8	-8049.9	-2326.9

trächtlicher Einfluß der Entfernungsvariablen feststellen, die - wie auch in anderen Studien[1] bereits aufgezeigt - auf eine deutliche Tendenz der Regionalisierung des Universitätsstudiums hinweist. Dieser Effekt der Regionalisierung - Entfernung zwischen Heimat- und Studienort - wird in den folgenden Tabellen für einen fiktiven deutschen Studenten bei alternativen Fächergruppen dargestellt. Tabelle 9 gibt die Wahrscheinlichkeiten für einen Studenten der Wirtschaftswissenschaften - Betriebswirtschaftslehre, Volkswirtschaftslehre oder Wirtschaftspädagogik - an, an einer der fünf aufgeführten Universitäten zu studieren.[2]

Tabelle 9: Wirtschaftswissenschaften

Distanz	Wahrscheinlichkeit in v.H.				
	Freiburg	Heidelberg	Konstanz	Mannheim	Tübingen
0 - 25 km	69.9	13.4	31.0	84.7	40.2
26 - 50 km	40.5	4.0	8.9	73.2	17.6
51 - 100km	19.3	0.7	2.3	38.7	3.9
101 - 200km	2.9	0	1.0	22.6	1.0

Wie zu erkennen ist, sind die Universitäten Mannheim und Freiburg für einen Studenten mit den oben genannten Attributen mit Wahrscheinlichkeiten von fast 85 % bzw. 70 % im jeweils näheren Umkreis die präferiertesten Universitäten. Bei größeren Distanzen zwischen Heimatwohnort und jeweiliger Universität finden wir, daß, mit Ausnahme der Universität Mannheim, für die sich noch im 200-km-Umkreis eine Wahlwahrscheinlichkeit von über 20 % ergab, sich die Wahlwahrscheinlichkeiten auf äußerst geringe Werte reduzieren, also ein regional eng begrenztes Einzugsgebiet vorliegt.

1) Vgl. beispielsweise G. Muske (1975), H. Peisert (1975).

2) Zu beachten ist, daß die Verteilung auf die jeweilige Studienrichtung der einzelnen Universitäten mitbeeinflußt wird durch die unterschiedlichen Anteile der Studienanfänger des entsprechenden Faches an der Gesamtzahl der Studienanfänger einer Universität.

Die gleiche Tendenz der Regionalisierung ergibt sich für den Bereich der Rechtswissenschaften, bei der nunmehr die Universität Freiburg eine deutliche Ausnahme in bezug auf die Wahlwahrscheinlichkeiten über den engeren Einzugsbereich bildet.

Ein ähnliches Bild zeigen die Sprach- und Literaturwissenschaften. Auch hier ist mit Ausnahme der Universität Freiburg eine starke Tendenz der Regionalisierung vorhanden, wobei allerdings die globale Attraktivität der "alten" Universitäten, nicht zuletzt wegen des breiteren Fächerspektrums, wesentlich grösser ist als diejenige der "neuen" Universitäten Konstanz und Mannheim.

Tabelle 10: Rechtswissenschaft

Distanz	Wahrscheinlichkeit in v.H.				
	Freiburg	Heidelberg	Konstanz	Mannheim	Tübingen
0 - 25 km	93.8	45.9	56.2	57.4	69.4
26 - 50 km	78.1	22.9	24.2	41.3	43.0
51 -100 km	55.9	7.7	9.1	13.1	15.8
101 -200 km	18.9	3.0	4.8	5.6	5.7

Tabelle 11: Sprach- und Literaturwissenschaften

Distanz	Wahrscheinlichkeit in v.H.				
	Freiburg	Heidelberg	Konstanz	Mahnnheim	Tübingen
0 - 25 km	88.7	58.4	38.8	31.0	65.3
26 - 50 km	67.3	33.5	12.7	18.4	38.6
51 -100 km	42.9	13.4	3.8	3.5	13.2
101 -200 km	11.3	5.8	1.8	1.2	4.5

Die spezielle geographische Lage der Universität Mannheim, nämlich an der Grenze zwischen Rheinland-Pfalz und Baden-Württemberg legt es nahe, in einer zusätzlichen Berechnung zu untersuchen, inwieweit sich die Wahlwahrscheinlichkeiten ändern, wenn wir zusätzlich annehmen, daß der fiktive Student einmal aus Baden-Württemberg bzw. aus Rheinland-Pfalz stammt. Für die Universität Mannheim finden wir dabei, daß sie z.B. im Umkreis bis zu 50 km mit erheblich höherer Wahrscheinlichkeit von einem aus Rheinland-Pfalz stammenden Studenten gewählt würde, als von einem aus Baden-Württemberg. Entsprechend der geographischen Lage ergeben sich für die Universität Heidelberg die entgegengesetzten Effekte. Das bestätigt die Hypothese, daß die Studienanfänger die "nächstgelegene" Universität als Studienort präferieren.

Die Wahrscheinlichkeit, eine der fünf Universitäten zu wählen, wenn ein Studiengang aus dem Bereich der Sozialwissenschaften, also z.B. Soziologie oder Politische Wissenschaften angestrebt wird, sind in Tabelle 12 aufgeführt.

Tabelle 12: Sozialwissenschaften

Distanz	Wahrscheinlichkeit in v.H.				
	Freiburg	Heidelberg	Konstanz	Mannheim	Tübingen
0 - 25 km	82.9	37.0	79.2	51.1	63.0
26 - 50 km	57.5	16.7	48.3	35.3	36.2
51 -100 km	33.0	4.9	24.8	10.0	11.9
101 -200 km	7.1	1.7	15.7	4.0	4.0

Die Ergebnisse lassen erkennen, daß neben der Universität Freiburg die Universität Konstanz in allen Entfernungsbereichen die größten Wahrscheinlichkeitswerte aufweisen; das mag als Indiz dafür angesehen werden, daß die neue Studiengangkonzeption der Universität Konstanz die globale Attraktivität wesentlich erhöht hat.

5. Zusammenfassung

Fassen wir zusammen:

- In bezug auf die Hochschultypwahl sind neben dem angestrebten Berufsziel insbesondere die Art des Schulabschlusses sowie der allgemeine Ausbildungsstand der Eltern von Bedeutung. Je höher dieser Ausbildungsstand, umso mehr wird ein Universitätsstudium präferiert.

- Von geringerer Bedeutung ist die Stellung des Vaters im Beruf; hier ist die Stellung der Mutter wichtig: die Wahrscheinlichkeit eines Universitätsstudiums (Fachhochschulstudiums) erhöht (verringert) sich wenn die Mutter in die Kategorie der mithelfenden Familienangehörigen fällt und reduziert (erhöht) sich, wenn sie nicht erwerbstätig ist. Hier stellt sich die Frage, ob Interaktionseffekte höherer Ordnung für dieses Ergebnis verantwortlich sind.

- Die Wahrscheinlichkeit eines Universitätsstudiums ist höher, wenn der Heimatort des Studienanfängers eine Stadt ist. Für die beiden anderen Hochschularten ergeben sich entgegengesetzte Effekte. Diese Reaktion kann primär darauf zurückgeführt werden, daß Städte in Baden-Württemberg in der Regel "Universitätsstädte" sind, so daß sich in diesem Effekt nur die allgemeine Tendenz der Regionalisierung niederschlägt.

- Für die einzelnen, hier untersuchten Fächer zeigt sich eine starke Regionalisierung des Universitätszuganges. Ausnahmen bilden wegen ihrer geographischen Lage die Universität Freiburg, deren Einzugsbereich im Vergleich zu den übrigen Landesuniversitäten relativ groß ist, sowie für einzelne Universitäten "typische" Studiengänge. Die Breite des Spektrums verwandter Fachgebiete beeinflußt nicht unerheblich die "globale" Attraktivität des jeweiligen Studienfaches.

- Die geringe Distanzelastizität ist nicht nur das Resultat psychischer Mobilitätshemmnisse sondern auch einer ungenügenden Infrastrukturausstattung. Ein geringes Wohnraumangebot erhöht zweifellos den Anteil der "Pendler"-Studenten und verstärkt deshalb die Tendenz zur Regionalisierung.[1)]

---

1) Vgl. dazu u.a. G. Engelbrecht et al. (1978).

Anhang I: Probit-Modell

Für den Fall, daß die endogene Variable nicht stetig sondern wie in dieser Untersuchung binär ist, kann die übliche Regressionstechnik nicht angewendet werden. Eine Methode um solche Daten zu analysieren, ist die Probitanalyse.[1]

Wir nehmen an, daß jeder potentielle Student i in einer Gruppe von n_j potentiellen Studenten durch eine Menge von exogenen Variablen X_j beeinflußt wird, j = 1, ..., J, und daß gilt

$$Y_{ij} \begin{cases} = 1 \text{ für Wahl der Gruppe } j \\ = 0 \text{ sonst} \end{cases}$$

$$i = 1, \ldots, n_j.$$

Weiterhin sei p_j die Wahrscheinlichkeit, daß ein potentieller Student die Gruppe j wählt und $X_j'\beta$ das Niveau der exogenen Variablen, wobei X_j einen Vektor exogener Variablen und β einen gleich dimensionierten Parametervektor bezeichnen. Unterstellt man eine funktionale Beziehung, in der p_j eine monoton steigende Funktion von $X_j'\beta$ ist, dann können wir dafür schreiben

$$(I.1) \qquad p_j = F\,(X_j'\beta), \qquad j = 1, \ldots, J$$

wobei $F(\cdot)$ eine Verteilungsfunktion bezeichnet, so daß $0 \leq p_j \leq 1$.

---

1) Vgl. Finney (1971), Nerlove und Press (1973), Pindyck und Rubinfeld (1976), Dhrymes (1978), Daganzo (1979).

Die Probitanalyse ist eine Methode zur Schätzung von (I.1) unter der Annahme, daß F(·) die kumulative Dichtefunktion der Standardnormalverteilung ist. Definieren wir für den Stichprobenschätzer von p_j

$$\hat{p}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij} \quad \text{(I.2)}$$

und für

$$z_j = \text{Probit}\ (\hat{p}_j) = \hat{t}_j + 5 \quad \text{(I.3)}$$

dann gilt:

$$\hat{p}_j = F(\hat{t}_j) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{t_j} \exp(-t^2/2)dt \quad \text{(I.4)}$$

wobei in (I.3) $\hat{t}_j$ um 5 erhöht wird, um negative Werte für die Probits zu vermeiden. Die Schätzgleichung für z_j ergibt sich dann über die Inverse von F(·), so daß

$$z_j = X_j'\beta + \varepsilon_j \quad \text{(I.5)}$$

gilt. Die Schätzwerte für β erhalten wir durch Maximierung der Likelihood-Funktion von I.5.

Anhang II: "Sample selection bias"

In der Verwendung von Untergruppen, wie in vorliegendem Fall die Bestimmung der Studienortwahl (Universitätswahl) mit Daten von Studienanfängern, die sich schon für ein Universitätsstudium entschieden haben, liegt die Gefahr eines "sample selection bias", da die Nichtberücksichtigung dieser Selbstauswahl bei der Schätzung zu erheblichen Parameterverzerrungen führen kann.[1)]

Zur Verdeutlichung dieses Problems betrachten wir allgemein ein Zwei-Gleichungs-Modell, für das bei einer Zufallsstichprobe von T Beobachtungen die Gleichungen für das j-te Individuum lauten:

(II.1) $$Y_{ij} = X'_{ij}\, \beta_i + e_{ij} \quad \text{mit } i = 1,2$$

wobei X_{ij} ein K_i X 1 Vektor exogener Variablen und β_i ein K_i X 1 Parametervektor angeben. Für die Zufallstermen e_{ij} gelte:

(II.2) $$E\,(e_{ij}) = 0$$

$$E\,(e_{ij}\, e_{i'j'}) = \sigma_{ii'}, \text{ wenn } j = j'$$

$$= 0\,, \quad \text{wenn } j \neq j'$$

Schreiben wir die Regressionsfunktion der Grundgesamtheit für die erste Gleichung von (II.1) in der Form

(II.3) $$E(Y_{1j}|X_{1j}) = X'_{1j}\beta_1 \quad \text{mit } j = 1, \ldots, T$$

---

1) Vgl. dazu u.a. Heckman (1979) u. (1976); Griliches, Hall, Hausman (1978); Franz (1982) u. (1981); Franz u. Kawasaki (1980); L.W. Kenny, L.F. Lee, G.S. Madalla und P.P. Trost (1979).

dann könnte diese Gleichung mit Hilfe einer Zufallsstichprobe aus der Grundgesamtheit geschätzt werden.

Existiert zur Schätzung dieser Gleichung nur eine nichtvollständige Stichprobe, dann kann die Regressionsfunktion geschrieben werden als

(II.4) $E(Y_{1j} | X_{1j}$, Auswahlregel der Stichprobe) =

$X'_{1j}\beta_1 + E(e_{1j}$ Auswahlregel der Stichprobe)

mit $j = 1, \ldots, T_1$,

wobei $j = 1, \ldots, T_1$ Beobachtungen für Y_1 enthalten. Ist der konditionale Erwartungswert von e_{1j} in (II.4) gleich Null, dann liefert auch eine Regression mit der nichtvollständigen Stichprobe unverzerrte Schätzwerte des Parametervektors β_1. Im allgemeinen ist dies jedoch nicht der Fall, so daß die Auswahlregel der Stichprobe, welche die zur Verfügung stehenden Daten festlegt, von Bedeutung für die Schätzwerte von β_1 ist. Wenn wir beispielsweise annehmen, daß Daten für Y_{1j} nur dann vorhanden sind, wenn $Y_{2j} \geq 0$ ist, dann wird (II.4) zu

(II.5) $$E(Y_{1j} | X_{1j}, Y_{2j} \geq 0) = X'_{1j}\beta_1 + E(e_{1j} | Y_{2j} \geq 0)$$

$$= X'_{1j}\beta_1 + E(e_{1j} | e_{2j} \geq -X'_{2j}\beta_2)$$

Wenn e_{1j} von e_{2j} stochastisch unabhängig ist, dann ist der bedingte Mittelwert von e_{1j} null, d.h. der Stichprobenauswahlprozeß ist zufällig. In der Regel wird e_{1j} jedoch eine Funktion der Variablen X_2 sein, d.h. X_2-Variablen die nicht in der Regressionsfunktion von Y_1 erscheinen, wären in Y_1 signifikant, wenn sie als Regressoren auftreten würden.

Bei Parameterschätzungen der Gleichung (II.1) auf der Basis der ausgewählten Stichprobe würde der zweite Ausdruck auf der

rechten Seite von (II.5) vernachlässigt, so daß die geschätzten Parameterwerte verzerrt wären.

Eine Möglichkeit, zur Korrektur der Verzerrung der Schätzparameter besteht in der Annahme, die gemeinsame Dichte von e_{1j} und e_{2j} sei bivariat normalverteilt. Dann folgt:[1]

$$\text{(II.6)} \qquad E(e_{1j} | Y_{2j} \geq 0) = E(e_{1j} | e_{2j} \geq -X'_{2j}\beta_2) = \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_j$$

$$E(e_{2j} | Y_{2j} \geq 0) = E(e_{2j} | e_{2j} \geq -X'_{2j}\beta_2) = \frac{\sigma_{22}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_j$$

wobei

$$\text{(II.7)} \qquad \lambda_j = \frac{f(\phi_j)}{1-F(\phi_j)}$$

und

$$\text{(II.8)} \qquad \phi_j = -\frac{X'_{2j}\beta_2}{(\sigma_{22})^{1/2}}$$

$f(\phi_j)$ bzw. $F(\phi_j)$ bezeichnen dabei die Dichte - respektive die Verteilungsfunktion einer standardnormalverteilten Zufallsvariablen und λ_j die Inverse der "Mill's ratio". Unter Benutzung obiger Ergebnisse ergibt sich dann:

$$\text{(II.9)} \qquad E(Y_{1j} | X_{1j}, Y_{2j} \geq 0) = X'_{1j}\beta_1 + \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_j$$

---

1) Vgl. Johnson und Kotz (1972).

und

(II.10) $$E(Y_{2j} | X_{2j}, Y_{2j} \geq 0) = X'_{2j}\beta_2 + \frac{\sigma_{22}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \lambda_j$$

Würden ϕ_j und daher auch λ_j bekannt sein, dann könnte λ_j als zusätzliche erklärende Variable in die Schätzung von (II.9) aufgenommen werden. Im allgemeinen ist λ_j jedoch unbekannt. Für den Fall einer Stichprobe, in der keine Informationen für Y_{1j} vorhanden sind, wenn $Y_{2j} \leq 0$ aber die X_{2j} für Beobachtungen mit $Y_{2j} \leq 0$ bekannt sind, kann λ_j folgendermaßen geschätzt werden:

(i) Mit Hilfe der Probitanalyse für die gesamte Stichprobe wird die Wahrscheinlichkeit geschätzt, daß $Y_{2j} \geq 0$, d.h. also die Parameter $\beta_2/(\sigma_{22})^{1/2}$.

(ii) Diese Schätzwerte von $\beta_2/(\sigma_{22})^{1/2}$ werden zur Schätzung von ϕ_j und danach von λ_j benutzt.

(iii) Der Schätzwert $\hat{\lambda}_j$ aus (ii) wird zur Schätzung von (II.9) für die entsprechende Untergruppe als zusätzliche exogene Variable aufgenommen.

Die $\hat{\phi}_j$ und $\hat{\lambda}_j$ gemäß (ii) sind konsistente Schätzwerte, so daß auch die Schätzwerte β_1 in (II.9) konsistent sind.

Anhang III:

Die bei den Berechnungen zur Universitätswahl als exogene Variable auftretende Distanzvariable zwischen Heimatwohnort eines jeden Studenten und jeweiliger Universität muß aus den Angaben des Datenmaterials konstruiert werden, da in dem vorhandenen Datensatz zwar die Universität, an der die Immatrikulation erfolgt und der jeweilige Heimatwohnort angegeben sind, eine für unsere Zwecke notwendige Entfernungsangabe jedoch fehlt.

Eine Möglichkeit zur Berechnung der Distanzen zwischen Wohnort und Hochschulen besteht darin, daß man für die jeweiligen Wohnorte und Hochschulen Schlüsselzahlen vergibt, diese Schlüsselzahlen in Koordinaten umwandelt und diese dann in einem Koordinatensystem für den betrachteten geographischen Raum in Bezug setzt. Bei Kenntnis der Koordinaten kann nun die Entfernung zwischen Heimatwohnort und Universität für jedes Individuum nach der euklidischen Abstandsformel berechnet werden als:

$$\text{Entfernung} = c\,[(X_1 - X_2)^2 + (Y_1 - Y_2)^2]^{\frac{1}{2}}.$$

Dabei gibt c eine dem Maßstab angepaßte Konstante wieder.

Literaturverzeichnis

Amemiya, T. (1981), Qualitative Response Models: A Survey, Journal of Economic Literature, 19, S. 1483-1536.

Birk, L. und H. Griesbach, K. Lewin, M. Schacher (1978), Abiturienten zwischen Schule, Studium and Beruf - Wirklichkeit und Wünsche. Hochschulplanung Bd. 28.

Chamberlain, G. (1978), Omitted Variable Bias in Panel Data: Estimating the Returns to Schooling, Annales de l'insée, 30-31, S. 49-82.

Daganzo, C. (1979), Multinominal Probit. The Theory and Its Application to Demand Forecasting, New York.

Dhrymes, P.J. (1978), Introductory Econometrics, New York.

Engelbrecht, G. und G. Küpper, J. Sonntag (1978),Regionale Wirkungen von Hochschulen. Schriftenreihe "Raumordnung" des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau 06.025.

Finney, D.J. (1971), Probit Analysis, Cambridge.

Franz, W. (1982), Youth Unemployment in the Federal Republic of Germany. Theory, Empirical Results and Policy Implications. An Economic Analysis, erscheint demnächst.

Franz, W. (1981), Schätzung regionaler Arbeitsangebotsfunktionen mit Hilfe des Probit-Verfahrens unter Berücksichtigung des sog. "sample selection bias" und der Tobit-Methode, Gesellschaft für Regionalforschung, Jahrbücher für Regionalwissenschaft, 2, S. 88-108.

Franz, W. und S. Kawasaki (1980), Labor Supply of Married Women in the Federal Republic of Germany: Theory and Empirical Results from a New Estimation Procedure, Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik der Universität Mannheim, Discussion Paper No. 153-80.

Griliches, Z. und B.H. Hall, J.A. Hausman (1978), Missing data and self-selection in large panels, Annales de l'insée, 30-31, S. 137-176.

Griliches, Z. (1977), Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems, Econometrica, 65, S. 1-22.

Heckman, J.J. (1980), Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labor Supply Functions, in: J.P. Smith (Hrsg.) Female Labor Supply: Theory and Estimation, Princeton University Press, S. 206-248.

Heckman, J.J. (1979), Sample Bias as a Specification Error, Econometrica, 47, S. 153-161.

Heckman, J.J. (1976), The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for such Models, The Annals of Economic and Social Measurement, 5, S. 475-492.

Johnson, N. und S. Kotz (1972), Distribution in Statistics: Continuous Multivariate Distributions, New York.

Kenny, L.W., Lung-Fei Lee, G.S. Maddala und R.P. Trost (1979), Returns to College Education: An Investigation of Self-Selection Bias Based on the Project Talent Data, IER, 20, S. 775-789.

Kohn, M.G. C.F. Manski und D.S. Mundel (1976), An Empirical Investigation of Factors Which Influence College-Going Behavior, The Annals of Economic and Social Measurement, 5, S. 391-419.

Mincer, J. (1974), Schooling, Experience and Earnings, New York.

Muske, G. (1975), Motive für die Wahl des Studienortes München. Münchener Geographische Hefte Nr. 38. Regensburg.

Nerlove, M. und S.J. Press (1973), Univeriate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models, Rand-Corporation, R-1306-EDA/NIH, Santa Monica.

Peisert, H. (1975), Student in Konstanz, Konstanzer Blätter für Hochschulfragen. Jahrgang XIII, Heft 3.

Pindyck, R.S. und D.L. Rubinfeld (1976), Econometric Models and Economic Forecasts, New York.

Radner, R. und L.S. Miller (1970), Demand and Supply in U.S. Higher Education: A Progress Report, American Economic Review, 60, S. 326-334.

Rao, G.R. (1973), Linear Statistical Inference and its Application, New York.

STAATLICHE ALLOKATIONSPOLITIK IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

Band 1 Horst Siebert: Umweltallokation im Raum. 1982.

Band 2 Horst Siebert: Global Environmental Resources. The Ozone Problem. 1982.

Band 3 Hans-Joachim Schulz: Steuerwirkungen in einem dynamischen Unternehmensmodell. Ein Beitrag zur Dynamisierung der Steuerüberwälzungsanalyse. 1981.

Band 4 Eberhard Wille (Hrsg.): Beiträge zur gesamtwirtschaftlichen Allokation. Allokationsprobleme im intermediären Bereich zwischen öffentlichem und privatem Wirtschaftssektor. 1983.

Band 5 Heinz König (Hrsg.): Ausbildung und Arbeitsmarkt. 1983.

Band 6 Horst Siebert: Reaktionen auf Energiepreissteigerungen. 1982.

Band 7 Eberhard Wille: Konzeptionelle Probleme öffentlicher Planung. In Vorbereitung.

Band 8 Ingeborg Kiesewetter-Wrana: Exporterlösinstabilität. Kritische Analyse eines entwicklungspolitischen Problems. 1982.

Band 9 Ferdinand Dudenhöffer: Mehrheitswahl-Entscheidungen über Umweltnutzungen. Eine Untersuchung von Gleichgewichtszuständen in einem mikroökonomischen Markt- und Abstimmungsmodell. 1983.

Voss, Renate

LEBENSLANGES LERNEN UND BERUFSBILDUNG

Eine Bedingungsanalyse

Bern, Frankfurt/M., Las Vegas, 1978. XVI, 306 S.
Forschung und Praxis beruflicher Bildung. Bd. 6
ISBN 3-261-02634-0 br. sFr. 55.–

Im Konzept des lebenslangen Lernens sah man seit den sechziger Jahren die Lösung für vielfältige Probleme im gesellschafts-, beschäftigungs- und bildungspolitischen Bereich. Ausgehend von bildungspolitischen Leitlinien werden in dieser Arbeit Bedingungen zur Verwirklichung des lebenslangen Lernens in ihrer Komplexität und Widersprüchlichkeit analysiert, um so die Erreichbarkeit der angestrebten Ziele zu ermitteln.

Tippelt, Rudolf

QUALIFIKATION UND BERUFLICHE SOZIALISATION ERWERBSTÄTIGER JUGENDLICHER

Theorien, Ergebnisse und Probleme der beruflichen Bildungs- und Qualifikationsforschung

Frankfurt/M., Bern, 1981. 368 S.
Studien zur Erziehungswissenschaft. Bd. 16
ISBN 3-8204-6135-3 br. sFr. 65.–

Die in der Erziehungswissenschaft dringend notwendige Aufarbeitung industriesoziologischer Befunde verändert die bildungspolitische und berufspädagogische Problemsicht grundlegend. Eine auf Höherqualifizierung gerichtete Bildungspolitik erscheint nur noch bei gleichzeitiger Anhebung der betrieblichen Qualifikationsanforderungen sinnvoll. Insbesondere muss der Monotonie, Entfremdung und Fragmentarisierung vieler Arbeitsprozesse entgegengewirkt werden. In Teil I wird der ökonomisch-technische Wandel in seinen Folgen für die Qalifikationsentwicklung betrachtet und es werden die Möglichkeiten der Humanisierung der Arbeitswelt diskutiert. In Teil II sind die wichtigsten Einflussfaktoren im Berufsfindungsprozess – unter besonderer Berücksichtigung des Arbeits- und Ausbildungsmarktes – herausgearbeitet und die sozialen und politischen Einstellungen der erwerbstätigen Jugendlichen zu Arbeit und Ausbildung dargestellt. Die Analyse führt zu der Einsicht, dass eine der spezifischen Jugendphase gerecht werdende berufliche Ausbildung der pädagogischen Reform bedarf.

Verlag Peter Lang **Bern · Frankfurt a.M. · New York**
Auslieferung: Verlag Peter Lang AG, Jupiterstr. 15, CH-3000 Bern 15
Telefon (0041/31) 32 11 22, Telex verl ch 32 420



